

水產試驗所特刊 第17號
FRI Special Publication No.17

新訂水產資源解析學 Fish Population Analysis



田中 栄次 著 / 郭慶老 譯

水產試驗所特刊 第17號
FRI Special Publication No.17

新訂 水產資源解析學 Fish Population Analysis

田中 栄次 著 / 郭慶老 譯



行政院農業委員會水產試驗所
Fisheries Research Institute, COA

中華民國一〇二年十一月
November 2013

作者序

本書係為大學部及博士班前期的研究生而編寫的水產資源解析學，可當教科書，也可作為參考資料。又，本書係新版，是由作者（田中榮次）一人獨自修訂完成；舊版則是由田中與東京海洋大學教授（現在為名譽教授）山田作太郎共著，山田名譽教授所撰寫的部分將另行編訂。

不用多說，各位應該都知道目前日本漁業所面臨的環境是非常嚴峻的。戰後到1965年代，日本的漁業是處於開發階段，為提高捕獲量而積極推動各項技術研發及漁場開發工作。就此意義而言，也可說是一個極力促進科學發展的時代。其後，面臨了實質的200浬經濟海域問題，在各國沿岸水域的作業受到嚴格的限制，但是平面式的新漁場生物資源仍無法有效開發。事實上，當時也還未有集約式的漁撈活動及為了商品化而推動的技術創新。只要無法推動垂直式的開發或生態學上低層次生產性資源的開發，就只能思考如何針對淺海資源予以有效利用而已。換句話說，現今的漁業可說是如何維持與管理資源的科學技術，也就是邁入了維護 (maintenance) 科學的時代。而為該些維持、管理措施奠定科學基礎，即為水產資源解析學的目的。

水產資源與森林資源一樣，若能妥善利用，是一種可以半永續性的生物資源。為什麼？因為其具有自己留下子孫、能再生產的特性。就此點而言，與一經採掘就只有減少一途的礦物資源，在性質上是迥然不同的。那麼，何時、何處、何物、何量、何法才最為適當呢？對此課題，應用水產資源解析學的理論，就可利用生物學之資訊，提供數值的基礎。

但是，水產資源的解析仍有其相當困難的一面。異於工業，在自然環境中作業的漁業，是無法在一致的條件下進行標本的抽樣調查，且與陸上動物不同，是以很難直接觀察得到的海洋生物為捕撈對象。因此，縱然是最小單位的數據的變動，也會顯著擴大。時時刻刻都在變動、無論是空間或時間均屬非常局限的廣闊海洋中所得到的數據，就是得自漁業的數據單位。除了漁業具有選擇性這一點之外，此一情事即使是在科學性調查上也是不會改變的。因為資料的品質不好，需設法加以克服的創意工夫是此一學門的主要課題也不為過。

至目前為止，已經有不少水產資源解析學的名著；然水產資源解析學的背景中具有生物資源永續利用的理念或哲學，所以不應該只是解析手法的架構而已，為此，充分瞭解這些基本概念是相當重要的。本人想執筆撰寫本書的理由，主要是看到近年來在水產資源解析學的研究方面導入了利用各式各樣統計手法或電腦的推估、模擬 (simulation) 技術，認為這些情事在學習的初期階段原本就應該有所認知，並希望在基礎概念與先端研究間搭建渡橋。但本人才疏學淺，僅能說明此一立場之少許部分，尚請讀者諸君不吝批評指正。

本書是水產資源解析學的入門，除了充分敘述基本概念外，主要著重水產資源解析學中有關統計及電腦的運用，盡力呈現本書的特色。本書不僅對大學部學生或研究所的研究生，相信對水產資源解析的相關研究人員也會有相當幫助。

本書幸獲（株）成山堂書店小川典子社首肯出版以及東京海洋大學海洋科學部資源解析學研究室相關人員的多方協助，謹此表示由衷的謝忱。

田中 榮次

2012年3月

目次

作者序	2
第1章 漁業生物學	7
1.1 系群	8
1.1.1 形態學的方法	9
1.1.2 生態學的方法	9
1.1.3 標識放流的再捕紀錄	9
1.1.4 漁況學的方法	9
1.1.5 遺傳學的方法	10
1.2 年齡・成長	10
1.2.1 體長組成法	10
1.2.2 年齡形質法	12
1.3 成熟・產卵	13
1.4 分布・洄游	14
第2章 漁獲過程與漁獲尾數	17
2.1 漁獲強度與漁獲率	18
2.2 殘存率、漁獲率及自然死亡率	20
2.3 一個年級群數量的減少過程與漁獲尾數	22
2.4 漁具的選擇性	25
2.4.1 底拖網的選擇曲線	27
2.4.2 刺網的選擇曲線	29
第3章 成長	33
3.1 von Bertalanffy的成長式	34
3.2 logistic, Gompertz, Richards 的成長式	36
3.3 參數的推估	38
3.3.1 使用定差式的方法 ..	38
3.3.2 最大概似推估法	38
3.4 相對成長	43



第4章 成長殘存模式	45
4.1 Russell方程式	46
4.2 平衡漁獲量與平衡資源量	48
4.3 非平衡狀態下的漁獲量	53
4.4 再生產曲線	54
第5章 剩餘生產模式	59
5.1 剩餘生產量模式的假設	60
5.2 剩餘生產量模式的資源動態模式	61
5.3 持續生產量(SY)	63
5.4 資源量的時序列變化	65
5.5 剩餘生產量模式的係數推估	66
5.5.1 假設平衡狀態的方法	66
5.5.2 不假設平衡狀態的方法-1	67
5.5.3 不假設平衡狀態的方法-2	68
5.5.4 數值例	70
第6章 資源量指數	77
6.1 CPUE與平均資源量的關係	78
6.2 地理分布不均勻時的資源量指數	78
6.3 其他的資源量指數	84
第7章 資源量的直接推估	85
7.1 利用劃區調查來推估	86
7.2 由產卵量來推估親魚的資源量	88
7.3 利用目視調查來推估資源量	90
7.4 利用魚群探測機來推估	94



第8章 使用漁獲統計來推估	95
8.1 漁獲物的年齡組成	96
8.2 VPA	100
8.2.1 推估方法	100
8.2.2 數值例	106
8.3 除去法	109
第9章 利用標識放流實驗來推估	117
9.1 資源量推估	118
9.2 死亡係數的推估	122
9.3 成長式的推估	126
9.4 移動率的推估	127
附錄	130
a 確率・統計	130
a.1 確率	130
a.2 最尤推定	132
a.3 回歸分析	135
a.4 その他	136
b 解の探索	137
b.1 シンプレックス (Simplex) 法	138
b.2 ニュートン (Newton) 法	139
b.3 最大傾斜法	140
参考文献	141
索引	147



参考文献 141
索引 147



第1章 漁業生物學



漁業生物學是生物學中有關資源量變動的分支科學。想要分析資源量的現況與變動，首先必須要具備對象物種的相關生物學知識，而資源的動態模式也是以此為基礎而建構的。漁業生物學涵蓋了族群與系群、年齡與成長、成熟與產卵、移動與洄游等課題，這些課題並不是以整個族群 (population) 的動態為研究對象，而是以比族群更次一層的系群 (stock) 為對象。由於種間關係的研究目前仍在繼續發展中，因此，本章係針對傳統 (orthodox) 的漁業生物學加以介紹。

1.1 系群

同一個物種的個體群，在地理上若被完全隔離，會因此分成好幾個不同的群體，且各自獨立變動。為什麼會這樣？主要是因為在某水域出生的個體，通常不會移棲到其他的群體中，而是在該群體中成長、產卵、死亡。其他群體的數量可能會因環境變動或漁獲影響而產生巨大的變動，但與此群體的數量變動並無直接關連。例如，棲息在河川上游的鮭科魚類——紅點鮭 (*Salvelinus leucomaenis*) 的種群，會因為每條河川的環境條件和漁獲壓力而不同，就是一個典型的例子。在海洋中也有許多類似的情形，譬如分布於全球各海域、屬於高度洄游魚類的鮪類，因為受到南北美洲大陸地理上的隔離，又分為太平洋群與大西洋群。

此外，當南半球夏季餌料生物豐富時，藍鯨等大型鯨類，就會向南極海域進行索餌洄游；冬季時則到低緯度的溫暖海域生產與哺育幼鯨，每年周而復始地持續上述之季節性洄游。南、北半球的季節正好相反，在南半球的夏季時，棲息於北半球的鯨魚已經前往低緯度海域生產與哺育幼鯨，因此南北半球的個體間是沒有交流的。

換句話說，即使是同一物種的個體群，只要分離成獨自變動的群體，進行資源評估時，就該將其視為不同的單位。此外，該些群體未來極有可能演化成新種，所以當作獨立單位來處理，就生物學而言，也是合理的。綜上可知，水產資源量的分析，是以獨立變動的物種個體群全體或其中的一部分為基礎，也就是所謂的系群；換言之，系群一定是同一個物種的群落，但並不一定是由物種的全體所構成。

種以下的階層若不可能存在獨立群體的話，就無須對系群加以定義。反之，若可能存在不同系群，應該如何判定？只由形質特徵來判定是不夠的，因此，相關研究乃因應而生。

下列五種方法常被用來判定系群，每種方法都各有其優劣點，茲概述如下。

1.1.1 形態學的方法

根據對象種的各項形質特徵來判定系群。例如，在胚胎發育初期，若水溫較低，脊椎骨數會有增多的傾向。換言之，倘若孵化水域的水溫不同，則脊椎骨數應該也會有所差異；反推回去，若是脊椎骨數不一樣，則可能來自不同的親魚。據此，分析採自不同海域之個體群的脊椎骨數的差異值，再利用統計方法來檢定是否具有意義，就可判定是否屬於同一系群。除此之外，體高／體長、體寬／體長等外部形態的測量參數，也可作為判定的參考，因為就像是人種不同、體型有異，水產生物也會有各自的體型特點。

1.1.2 生態學的方法

根據產卵期、產卵場、體長組成、寄生蟲種類等來加以判定。挪威鯨魚 (*Clupea harengus*) 的產卵期為春、秋兩季，但各個體每年僅產卵一次，所以春季跟秋季的產卵群各屬於不同群體，也就是不同系群。真鯷 (*Trachurus japonicas*) 也有兩個系群，洄游於近海水域、體色較深、會長成大型魚的被稱為黑真鯷；分布於沿岸、略帶黃色、體型較小的為黃真鯷。兩者不僅形態有別，產卵盛期也不同，前者為 1~3 月，後者在 6~7 月。

1.1.3 標識放流的再捕紀錄

利用標識放流的再捕紀錄是以水產生物的移動範圍為基礎來加以判定。例如，在 A、B 兩漁場中，把不同的標識植入生物體後放流，調查再捕個體的移動紀錄，並據以判定 A、B 漁場間的魚群是否有交流。

不過，這種方法僅能判定某種體型以上的個體是否有交流，不適用於卵或仔稚魚。大部分水產生物的卵是屬於浮性卵，會隨著海流相互混合，因此雖然未成魚以上的個體沒有交流，也很難歸為獨立變動。此外，即使在索餌場中有混合，產卵場也有可能是分開的，這些都是本方法的缺點。

1.1.4 漁況學的方法

漁況學方法是以各海域之漁獲量的共通性、周期性、變動度等為基礎，是間接證明

法，很少單獨利用此法來判定系群。

1.1.5 遺傳學的方法

利用統計學分析血型的組成、同工異構酶的多型性、粒線體 DNA 控制區域的核苷酸序列、核 DNA 基因座的核苷酸序列等，辨別度雖然比其他方法高，但缺點是，只要群間有些微混雜，在遺傳學上即顯示無差異，以致於起初被歸屬於不同系群的，反而被判定為同一系群。這個結果有可能導致該魚種的資源量出現大幅波動。因此，一旦有類似情形發生，就應該重新檢討系群的判定是否正確，並將二者分開考慮，以免影響資源管理的成效。

1.2 年齡・成長

成長是資源量增加的主要因素之一，因此，相關的調查工作是非常重要的。例如，某魚種 1 歲魚的體長為 13 公分、2 歲魚增加至 20 公分，根據這項資料，可以推估其成長方程式，作為資源管理上的參考。另外，從年齡別的資源尾數與體重來推估資源量時，也可以派上用場。

再者，因為成長會隨著資源密度而改變，所以最好每年都能實施調查。當資源密度低時，若棲息環境是良好的，則個體的成長會加速；而隨著密度的增加，成長則會逐漸趨緩。

推估水產生物年齡與成長的方法包括：(1) 飼育法；(2) 標識放流法；(3) 體長組成法；(4) 年齡形質法等。所謂飼育法，如同字義所示，是直接飼育水產生物來調查其年齡與成長，但因為人為的飼育環境畢竟異於自然狀態，不能將調查結果直接套用到系群判別上，僅可當作標識放流法或體長組成法的佐證資料。

標識放流法是先測量被捕生物的體長、體重後，植入標識放流。他日再度捕獲時，再次測定其大小，並據以推算該生物的年齡與成長資料。不過因為放流時的年齡不明，因此只能得到相對年齡。另外，甲殼類的標識會因為脫殼而掉落，故不適用此法。

1.2.1 體長組成法

體長組成法係指該對象生物於某一時間點之體長組成高峰 (mode)，並把各個高峰

視為一個年齡群來推估。如果每個高峰分別對應到某一年齡群，則每個月測量體長，並追蹤其逐月變化時，可發現該高峰會逐漸往加大的方向移動；且1年以後，該峰值應該會落在比去年同月份多1歲群的位置上（圖 1.1）。

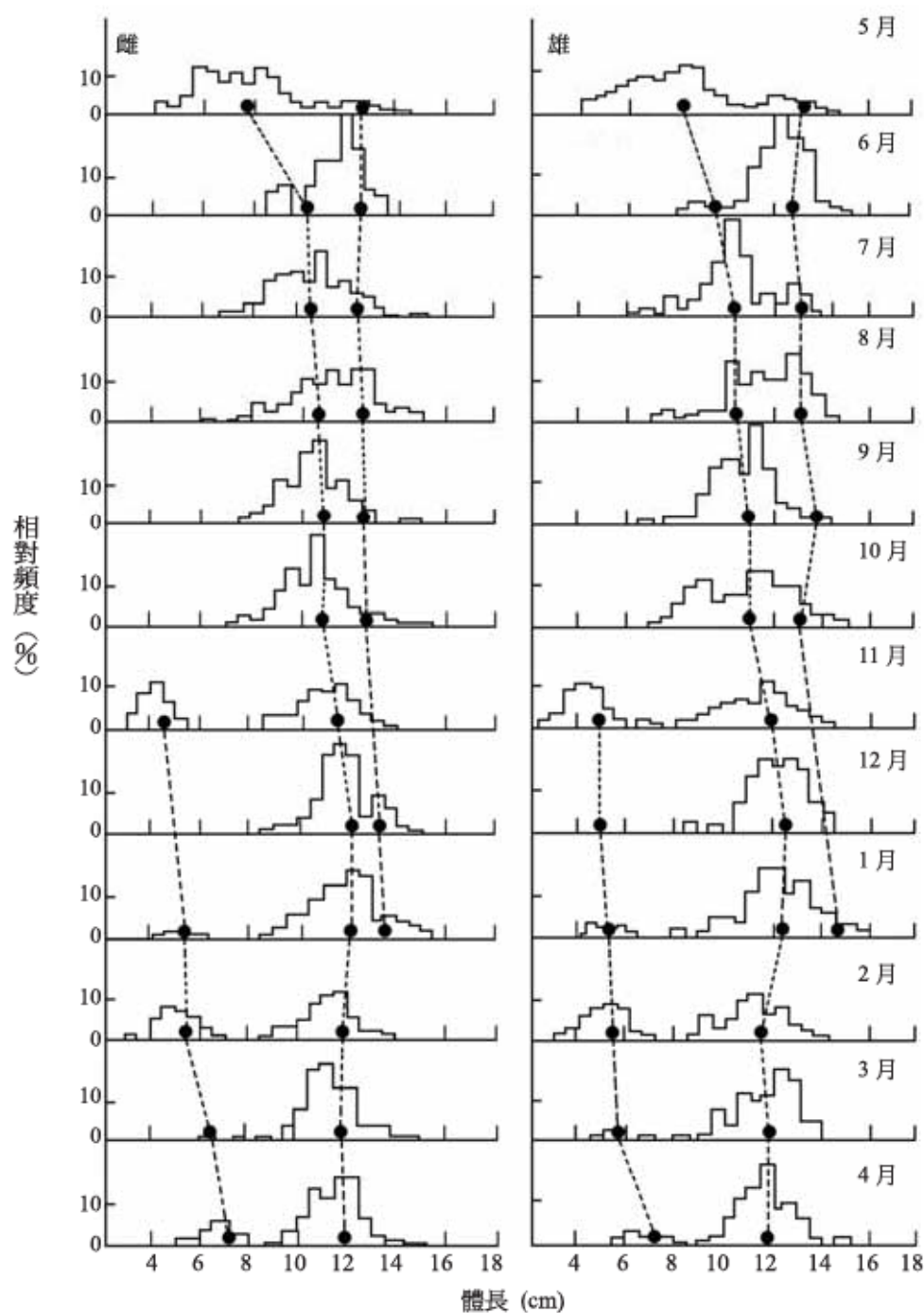


圖 1.1 東京灣蝦姑的月別體長組成。圓點代表各體長群的平均值（引用自：大富・清水，1988）

應用本方法時，需先驗證一個高峰是否確實對應到一個年齡群，而且，因為不能確切知道起始峰群所代表的年齡，所以也只能得到相對年齡。

1.2.2 年齡形質法

年齡形質法較為煩雜，但屬於必要且重要的方法。判定對象生物的年齡是幾歲就是所謂的年齡查定，而用於年齡查定的組織即稱為年齡形質。最常被用來查定魚類年齡的形質為鱗片或耳石，其表面會出現如同樹木年輪般的輪紋，可據以推估年齡。另外，貝類的貝殼、鬚鯨類的耳垢、齒鯨類的牙齒等均可作為年齡形質。藉由該等形質判定水產生物年齡的步驟如下所示（能勢等，1988）：

- (1) 選擇適用的年齡形質
- (2) 選定採取部位
- (3) 究明體長與年齡形質間的關係
- (4) 分析與掌握年齡形質與輪徑間的相關性
- (5) 年輪形成期的推估：年輪何時形成？
- (6) 年輪形成期的體長推估
- (7) 形質有效性的綜合判斷

第 1 個步驟是尋找適合當作年齡形質的組織；第 2 是決定要選取哪一個部位的鱗片；第 3 則是調查該年齡形質是否會隨著體長的增加而增加，如果不會，則該形質可能是因為其他因素而增大，不適合作為判定的形質；第 4 步驟是測量從鱗片或耳石的中心到各年輪的長度（圖 1.2），此數值可在日後進行反推算（back calculation）時使用。

第 5 是調查輪紋到底是 1 年形成 1 輪，還是 2 輪。為此，必須推估年輪的形成期。耳石的年輪成帶狀，鱗片為線狀，兩者並不相同。若是以帶狀方式形成的話，先觀察耳石邊緣為透明帶或不透明帶，並計算兩者出現的頻度。然後追蹤其每

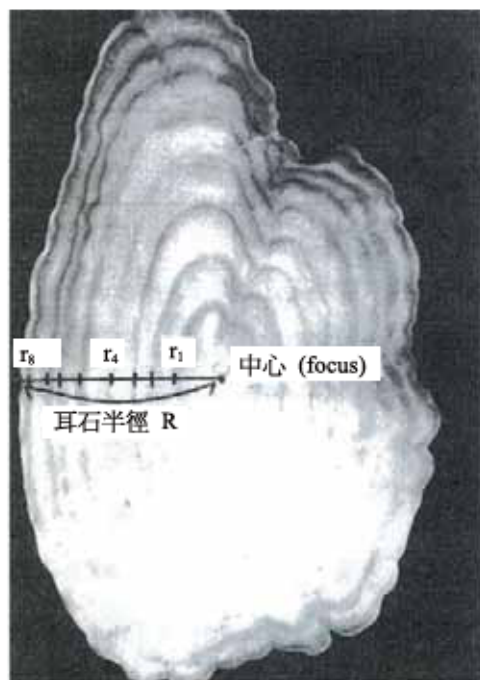


圖 1.2 大鯪魚的耳石與年齡，可判讀到 8 歲。 r_i 為輪徑（從中心到透明帶的外緣止）（ $i=1, \dots, 8$ ）； R 為耳石半徑（Anonymous, 1981）

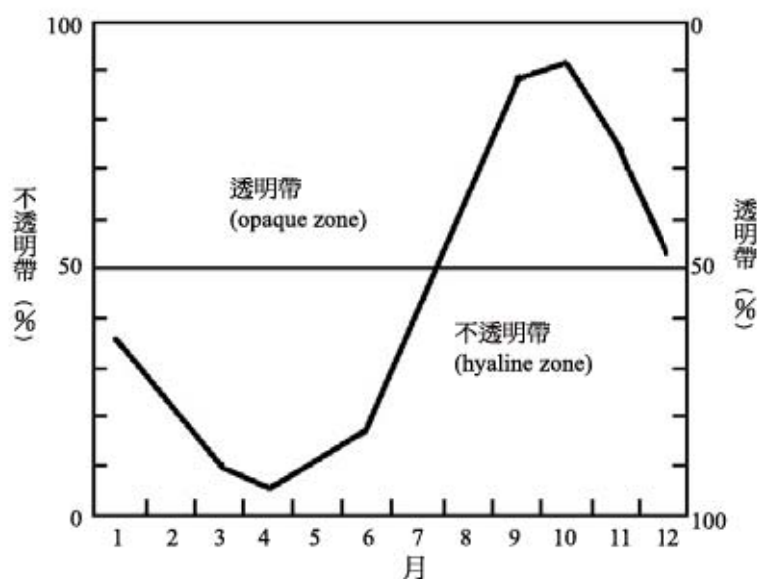


圖 1.3 耳石邊緣呈透明帶或不透明帶比例的月別變化

個月的變化，即可推估年輪的形成期（圖 1.3）。另外，像鱗片一樣，屬於線狀輪紋的，就要必須從最外側的線開始量到邊緣，計算邊緣成長率，再追蹤邊緣成長率的月別變化，進而推估出年輪形成期（圖 1.4）。

最後一個步驟是反推算。例如，對判定為 10 歲的個體，使用 1~9 的各輪徑與輪徑-體長的關係式來推算各年齡的體長。再依同樣的方法計算所有被判

定為 10 歲的個體，並求出各年齡的平均體長（圖 1.5）。對於其他的年齡也需進行相同的運算。如此即可求得從 1 歲群到最高年齡群為止的各年齡群在 1 歲時的體長，再查看這些體長是否一致。對 2 歲以上的個體也進行同樣的檢驗。另外，要注意是否有李氏 (Lee) 現象或反李氏現象。經過上述的步驟後，即可綜合判定年齡形質的有效性。

1.3 成熟・產卵

當個體達到性成熟階段時，即可參與再生產的行列，這也是分析資源變動時的重要因素。達到性成熟時的年齡稱為成

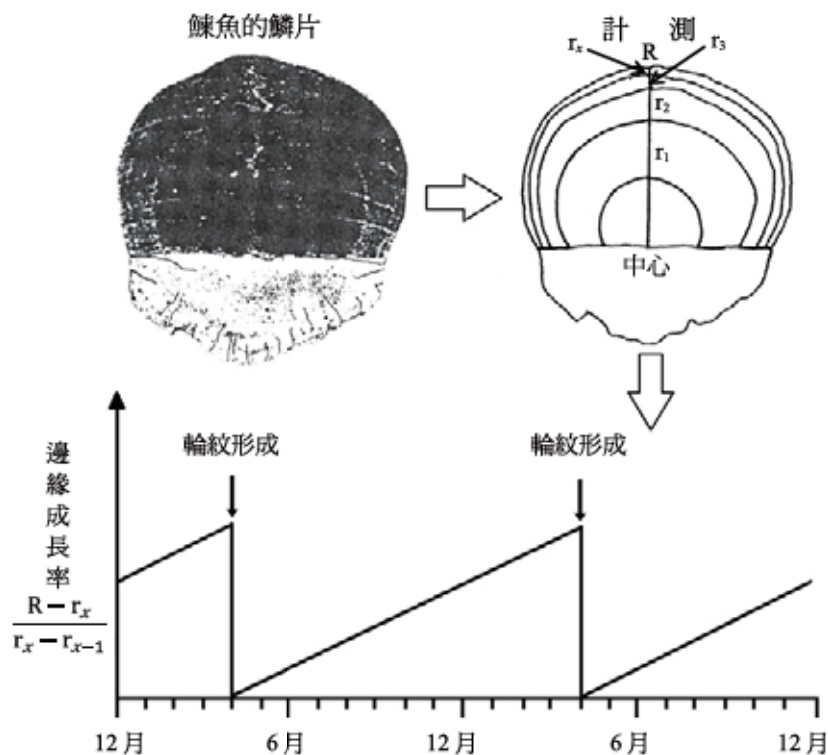


圖 1.4 輪紋以線狀形成時，邊緣成長率的季節變化

熟年齡，全部個體中成熟個體所佔的比例為成熟率，而年齡別成熟率或體長別成熟率可用來當作推估產卵親魚資源量的參數 (parameter)。

這些數值不全然是一成不變的，例如成熟與體長息息相關，但體長別成熟率卻有許多不會因年代而產生差異。可是，如前述，當成長因年代的不同而有差異時，若把體長別成熟率換成年齡別成熟率，則會因年代的不同而產生差異。

判斷魚體是否成熟，包括組織學方法與 GSI 法。前者是以顯微鏡觀察生殖腺的成長與發育，可以獲得相當正確的資訊，且可推估年齡別成熟率或體長別成熟率，因此操作起來雖然稍嫌繁瑣，卻是不可或缺的方法。

至於 GSI 是指生殖腺體重比，亦即將生殖腺重量除以體重所得到的值。如果個體已達性成熟階段，在產卵期時，其 GSI 值會先上升再下降，且會隨著另一次產卵期再度增加，即會呈現季節性的變化。未成熟個體的 GSI 值則是整年都偏低，不會顯現季節性變化。但在產卵期時，個體間還是會有差異，如果產卵是 1 年 1 次的話，則產卵後個體的 GSI 值會變小。因此，不能僅由 GSI 值的高低來推估成熟率，這是此方法的缺點。

1.4 分布・洄游

水產生物雖然會隨著年齡，改變其棲息場所，但一般的模式如下所示。在產卵場中產出的卵會擴散，發育成仔魚、稚魚。幼魚在沿岸的哺育場中成長，之後慢慢地向外海

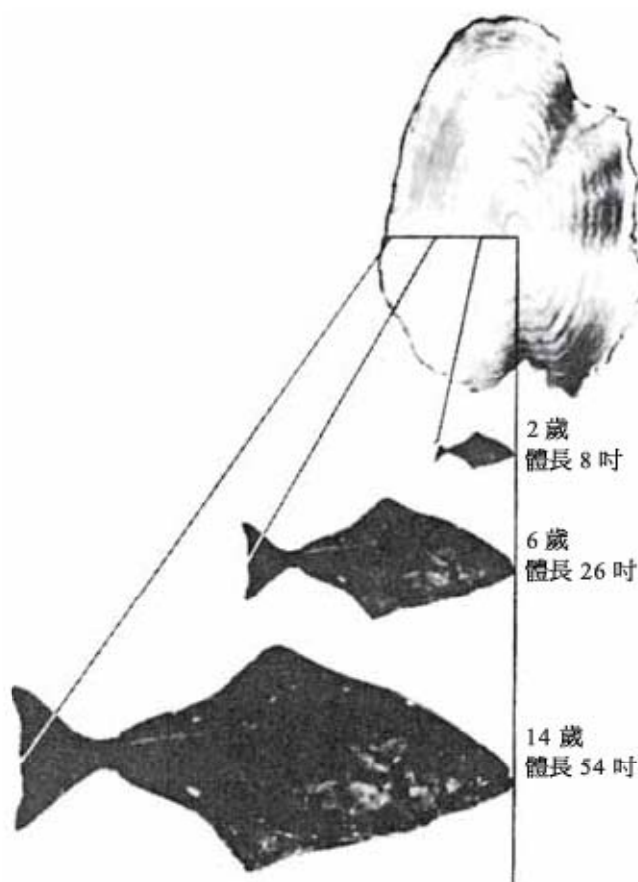


圖 1.5 狹鱗庸鰈 (*Hippoglossus stenolepis*) 耳石輪紋形成時之輪徑 (ri) 與體長關係。輪紋形成時的體長 (吋) 可由耳石半徑與體長的關係式計算出 (back calculation)

移動，加入漁場，達到漁獲體型的魚群被漁民捕撈利用。沒被捕獲的成魚則季節性地在索餌洄游與產卵洄游間重複往返。

這些關於分布與洄游的知識不僅有助於將資源與漁業的關係模式化，在擬定資源管理策略時，例如訂定禁漁期以保護產卵親魚或幼魚、規範適當的漁場等等，也都是不可或缺的參考資訊。

生物的分布與洄游可從其往高豐度海域移動的時間與空間來推估，但須廣泛的蒐集資訊才能做出正確的分析。對於非漁獲對象的小型魚魚群分布，可利用試驗船上的生物採集網進行調查；對於體型夠大已成為漁獲對象的個體，則除了出海調查之外，也可參考 CPUE (catch per unit effort) 的地理分布資料。但是此項資訊與洄游行為沒有直接關係，還需參酌體長組成資料來加以修正。其實，標識放流的再捕紀錄是分析洄游行為最直接、有力的資料，但仍舊不能一體適用，因為體型太小的個體根本無法植附標識。

第2章 漁獲過程與漁獲尾數



魚群被漁具捕獲的過程即是所謂的漁獲機制。Baranov (1918) 把捕撈全體資源的漁業行為予以模式化，並把漁獲率與漁獲努力量的關係以算式相連結。漁獲率是指漁期起始時，被採捕之資源所佔的比例，而努力量則屬於經濟學的概念，相當於漁船艘數等的投資量。因此，此關係式是把投資量與捕獲量串連起來的重要公式。

2.1 漁獲強度與漁獲率

無對象資源生物進出的漁場稱為「封閉性」漁場，將加諸於資源上的漁獲壓力量化表示，即為漁獲強度。首先分析封閉漁場中，漁獲強度與漁獲率的關係，並檢視有無自然死亡的情形。

Baranov (1918) 提出的算式是基於下述之理想狀況，即底棲魚類均勻地分布於漁場中，而且，在此作業的底拖網漁業是隨機拖曳的 (圖 2.1)。拖網在海底拖曳過的面積稱為掃海面積，而在面積為 A (km^2) 的漁場中，1 年間若作業 T 天，掃過的總面積為 S

(km^2)，則 $U = S / A$ 代表幾何學的漁獲強度。而在拖網所拖曳過的海底中，被捕獲的魚群所佔的比率，即稱為漁獲效率，以 κ ($0 < \kappa \leq 1$) 來表示。此時，1 天的單位漁獲率為 $\kappa U / T$ ，經 1 天作業後剩下的魚群比例為 $1 - \kappa U / T$ ，2 天後剩 $\{1 - \kappa U / T\}^2$ ， T 天後剩 $\{1 - \kappa U / T\}^T$ 。因此，若 T 的單位變小 (例如以小時為單位)，則 T 值會變得非常大，結果如下式所示：

$$\left\{1 - \frac{\kappa U}{T}\right\}^T \rightarrow \exp(-\kappa U) \quad (T \rightarrow \infty) \quad (2.1)$$

因為這是剩下魚群的比例，所以年間漁獲率^{註 1)} 即為：

$$1 - \exp(-\kappa U) \quad (2.2)$$

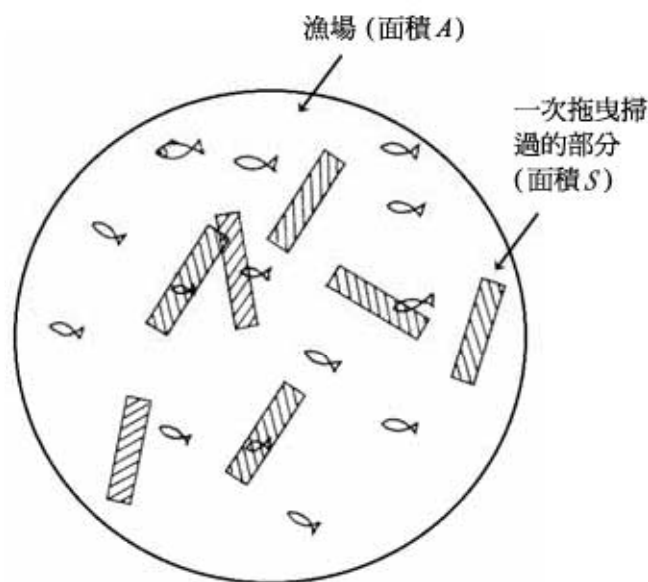


圖 2.1 拖網漁場與曳網面積。長方形的部分是一次拖曳所掃過的部分 (允許重疊)，合計的總曳網面積為 S

而此 κU 與後述之漁獲係數 F (以年為單位) 是一致的，也就是說

$$F = \kappa U \quad (2.3)$$

是成立的。

本來，把幾何學的漁獲強度當作漁獲努力量來用最理想不過的，但一般而言，求得此漁獲強度是相當困難的。所以，必須考慮替代的數量。 U 是與底曳網的大小、年間總曳網次數有關的數量，現在若假設 1 次拖曳所掃過的面積是固定的 s (km^2)，且年間的總作業次數為 X (以年為單位)，而

$$U = sX / A, \text{ 所以}$$

$$F = \kappa \frac{sX}{A} = qX \quad (2.4)$$

這裏的 q 表示漁具效率，定義為

$$q = \frac{\kappa s}{A} \quad (2.5)$$

承上，將 X 視為漁獲努力量的單位，則 F 就會與努力量呈比例關係，這是本項理論的主要基礎。而 q 是 F 除以 X 所得的值，也就是說 $q = F / X$ ，這也是基於 F 與 X 呈比例關係的假設。

而要使 (2.4) 式能夠成立，必須考慮的努力量單位，在底拖網漁業有拖曳次數或拖網時間，圍網漁業有搜尋魚群時間，刺網漁業則有網數或網浸泡在海中的時間等。在以下的章節中雖也使用 (2.4) 式，但對於努力量的單位必須特別注意，其中簡要整理二點如次：

第一為漁獲性能的不同。漁獲性能是表示漁獲能力的大小，其數值會隨著漁船或漁具的規模而改變。例如，底拖網漁業的漁船與漁具規模逐年擴大時，漁獲性能亦會與年俱增。曳網時間的總計縱然每年相同，所有漁船的掃海面積也會年年增加。此一問題，可使用規模別的曳網面積比來標準化曳網時間，再使用標準化之曳網時間即可解決。此經過標準化的努力量即所謂標準化努力量。

註 1) 若魚群在漁場中是均勻分布，且漁船是隨機搜尋魚群，則在 τ 時間內碰到的魚群數量可以卜瓦松分布來表示。利用此一情形，也可導出同樣的式子。此一概率論的導入，有興趣的讀者不妨試試。另外， κU 之外，若再加上自然死亡，也可同樣導入總死亡量。例如，若將 U' 設為捕食生物的幾何學捕食強度、 λ 為捕食的成功率，則自然死亡可以用同樣的形式來表示。此時，年間死亡率為 $1 - \exp(-\kappa U - \lambda U')$ ，年間殘存率為 $\exp(-\kappa U - \lambda U')$ ，而 $M = \lambda U'$ ，則與 (2.18) 式一致。

若不知道曳網面積比或覺得光憑這樣還不夠的話，可使用相對漁獲性能的值。所謂相對漁獲性能係假設某一艘船的漁獲性能為 1 時，其他漁船漁獲性能的比值。此值可藉由比較同一作業日、同一漁場中的漁獲尾數等來推估。

第二是魚群的地理分布與作業位置間的關係。一般而言，漁船在漁場中並不是隨機作業，而是集中在魚群分布較多的地方作業。因為這樣所捕撈到的漁獲物會比假設魚群是均勻分布的要來得多，亦即所得的結果與上述的理論並不相符，所以必須加以校正。將漁場分割成若干區塊，並假設棲息的魚群是均勻分布，且漁船為隨機作業。如此，船長縱然知道魚群密集的地方，也不可能百分之百知道每尾魚的位置，所以此假設應是適當的。把漁場分區，進一步求出「努力的有效度」（參見第 6 章），再以之來進行校正，便可計算出與 F 值呈比例關係的漁獲努力量，亦即所謂的有效漁獲努力量。

在以後的各章節中，努力量、有效努力量、漁獲強度等名詞經常會出現，無論是哪個名詞，只要乘上一定的係數，都會得到像漁獲係數那樣的值。

2.2 殘存率、漁獲率及自然死亡率

本節與上節同樣是要討論封閉性漁場的資源，但本節另外加上自然死亡的變因。假設某年年初，魚的尾數為 N_0 ，其後，經過 t (≥ 0) 年時，尾數為 N_t ，而從 $t=0$ 到 t 為止的累積漁獲尾數與自然死亡尾數各以 C_t 及 H_t 來表示。使用這些記號， N_t 即可以

$$N_t = N_0 - C_t - H_t \quad (2.6)$$

來表示。將此式的兩邊對 t 作微分，則

$$\frac{dN_t}{dt} = -\frac{dC_t}{dt} - \frac{dH_t}{dt} \quad (2.7)$$

而 dC_t/dt 與 dH_t/dt 為單位時間內的漁獲尾數與自然死亡尾數。從 (2.4) 式可瞭解， t 到 $t+dt$ 間的曳網面積為 $sXdt$ ，而漁獲尾數為

$$dC_t = \kappa s X dt N_t / A = \kappa U N_t dt = F N_t dt, \text{ 所以}$$

$$\frac{dC_t}{dt} = -F N_t \quad (2.8)$$

此處的 F 即漁獲係數（以年為單位）。同樣地， t 到 $t+dt$ 間的自然死亡尾數 dH_t ，也假設與該時的資源尾數 N_t 呈比例關係時，則

$$\frac{dH_t}{dt} = -MN_t \quad (2.9)$$

此處的 M 即自然死亡係數。把 (2.8) 及 (2.9) 式代入 (2.7) 式，可得到

$$\frac{dN_t}{dt} = -ZN_t \quad (2.10)$$

$$Z = F + M \quad (2.11)$$

Z 即所謂全減少係數 (以年為單位)。當 $t = 0$ ，並在 $N_t = N_0$ 、 $C_0 = 0$ 、 $H_0 = 0$ 之條件下，解 (2.10)、(2.8) 及 (2.9) 式時，

$$N_t = N_0 S_t \quad (2.12)$$

$$C_t = N_0 E_t \quad (2.13)$$

$$H_t = N_0 D_t \quad (2.14)$$

$$S_t = \exp(-Zt) \quad (2.15)$$

$$E_t = \frac{F}{F+M} (1-S_t) \quad (2.16)$$

$$D_t = \frac{M}{F+M} (1-S_t) \quad (2.17)$$

此處之 S_t 、 E_t 及 D_t 分別表示殘存率、漁獲率及自然死亡率。 N_t 或 C_t 是 S_t 或 E_t 乘上 N_0 得到的值，於此，謹將 S_t 與 E_t 之時序列變化以圖 2.2 表示。理所當然地，隨著時間的推移， S_t 只會減少，而 E_t 只會增加，且向 $F/(F+M)$ 接近。

若設定 $t=1$ ，則年間殘存率 S 、年間漁獲率 E 及年間自然死亡率 D 可表示為：

$$S = \exp(-Z) \quad (2.18)$$

$$E = \frac{F}{F+M} (1-S) \quad (2.19)$$

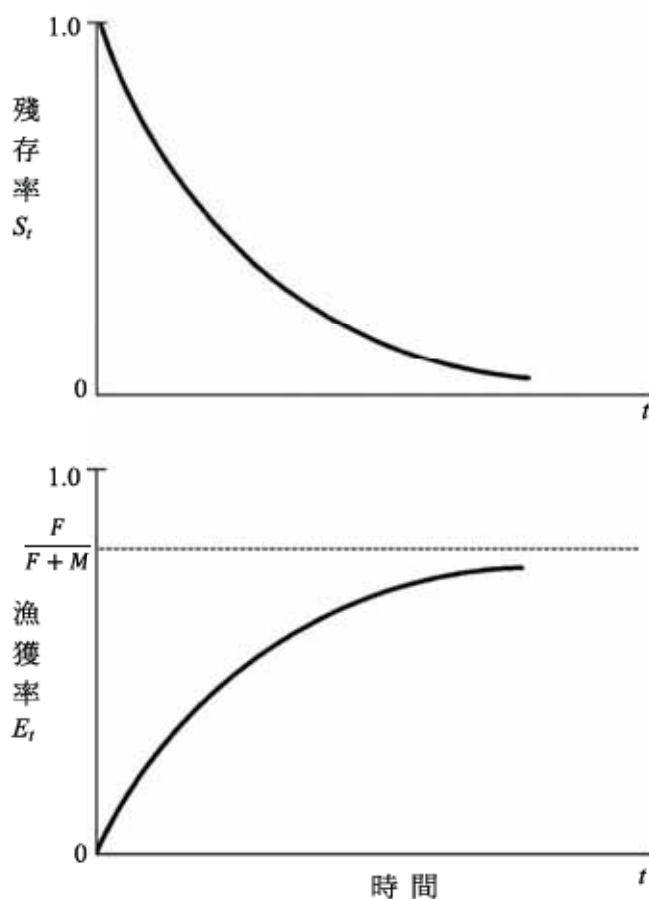


圖 2.2 殘存率 S_t 與漁獲率 E_t 的時序列變化

$$D = \frac{M}{F+M} (1-S) \quad (2.20)$$

圖 2.3 即表示 E 與 F 的關係，由圖可看出， E 會隨著 F 值的增加而增加。當 F 值固定時， M 值愈大則 E 值愈小。由 (2.17) 式可看出此情形，在任意的時間 t 之前，自然死亡的量是相當大的，也就是說，在被捕撈之前即死亡的量是相當大的。總之，自然死亡係數大的魚種，漁獲強度對其之影響，比自然死亡係數小之魚種來得小。

以上得到的關係式是有關分布於漁場中資源全體的式子，若換成某年某年齡的資源時，同樣的關係式也可以成立。因此，也可應用到年別年齡別的資源尾數或漁獲尾數上。也就是說，雖然自然死亡係數依年齡別、漁獲係數依年別年齡別而異，不過如果不是連續，而是階段性變化，即從

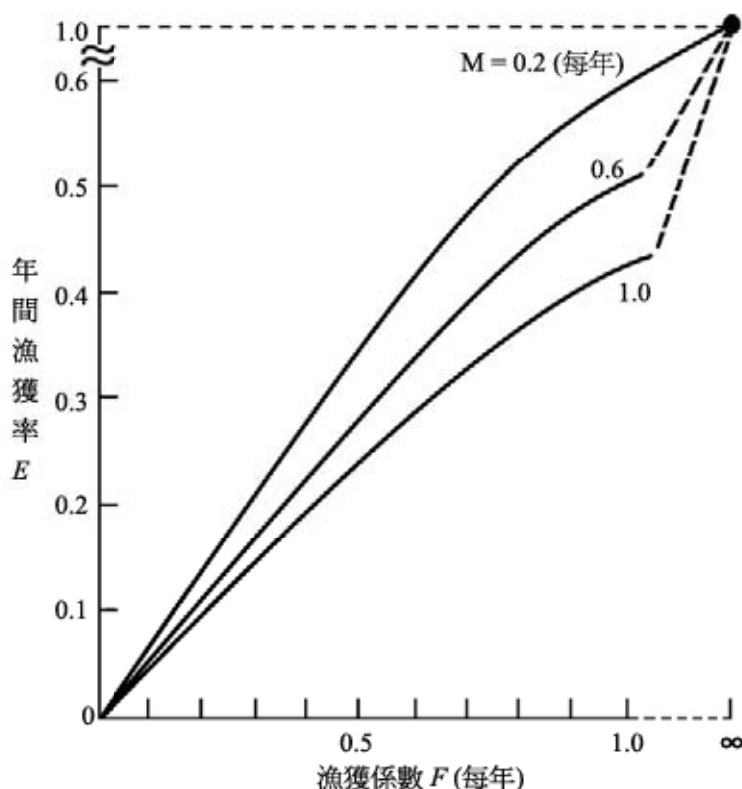


圖 2.3 年間漁獲率 E 與漁獲係數 F 之關係

出生日到下次出生日 1 年間是固定的，則年別年齡別資源尾數與漁獲尾數可用下列各式來表示：

$$N_{a+1, t+1} = N_{a,t} \exp(-F_{a,t} - M_a) \quad (2.21)$$

$$C_{a,t} = N_{a,t} E_{a,t} \quad (2.22)$$

$$E_{a,t} = \frac{F_{a,t}}{F_{a,t} + M_a} \{1 - \exp(-F_{a,t} - M_a)\} \quad (2.23)$$

2.3 一個年級群數量的減少過程與漁獲尾數

在說明模式之前，先稍微敘述一下生物學的背景。首先來考量一個年級群的數量是

如何減少的。為此，先來看看水產生物的棲息場所是如何隨著年齡而改變的。以相關研究起源的北海高眼鰈 (*Pleuronectes platessa*) 為例，其分布如圖 2.4 所示。高眼鰈主要是在多佛海峽附近產卵，產下的卵隨著海峽強流漂散，發育成稚魚後，到達歐洲沿岸水域著底。此沿岸水域具有哺育場的功能，在此發育的幼魚一面成長一面向外海移動。外海為底拖網等漁業的作業海域，成長後的魚由於此種移動而加入漁場。加入漁場時的年齡稱為加入年齡，加入時的數量則稱為加入量。

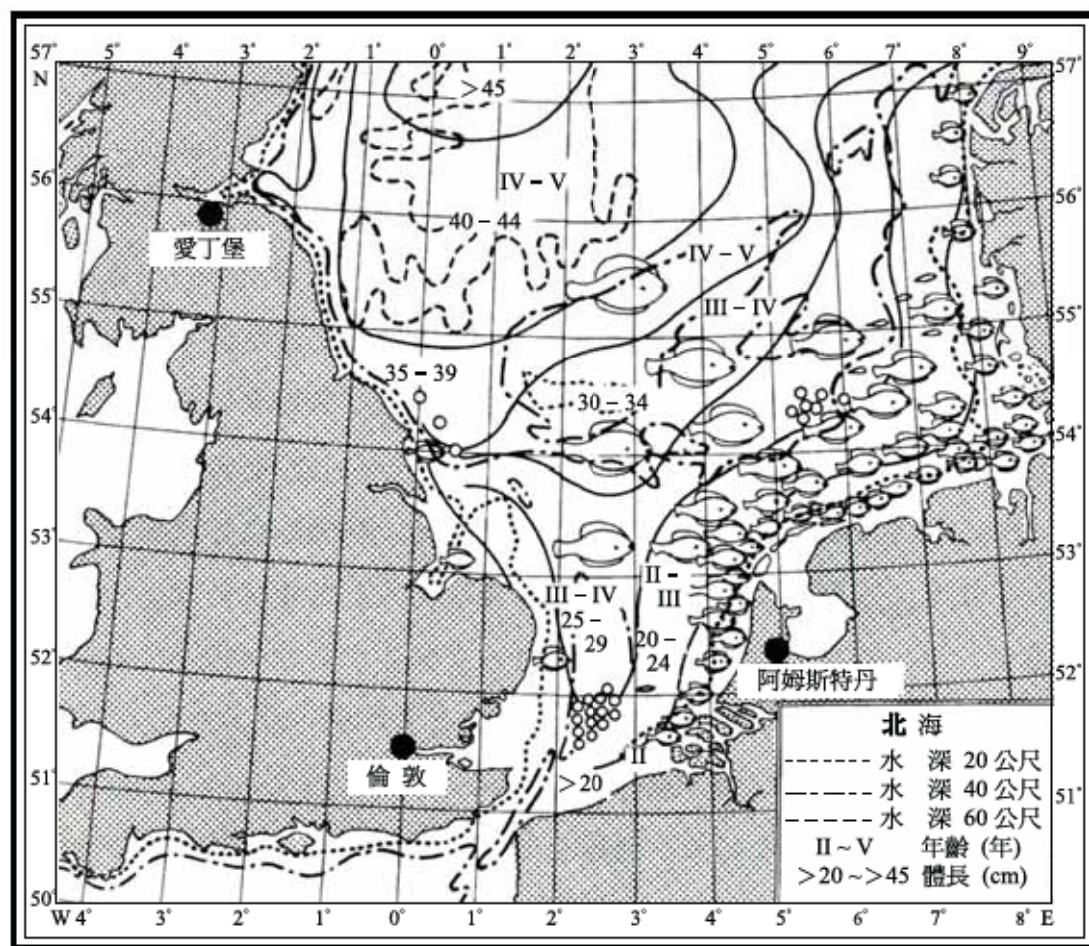


圖 2.4 北海高眼鰈的年齡別分布。羅馬數字為年齡(年)，阿拉伯數字表示體長(cm) (改編自 Graham, 1965)

加入之後是否立即成為漁獲的對象，依漁具的特性而異，例如，底拖網與刺網是取決於網目的大小，延繩釣則是釣鉤的大小。網目如果太大，魚會穿過網目脫逃。開始被捕獲的年齡稱為漁獲開始年齡，此年齡以上的資源稱為漁獲對象資源，而其總數量則稱

為漁獲對象資源量。到達漁獲開始年齡時的年級群尾數，除了因為被捕食或疾病等自然因素而損耗之外，也會因漁撈而減少。所以不僅是加入年齡不一定會與漁獲開始年齡一致，加入後各年齡群的死亡率也會不同，所以有必要將兩者區分開來。另外，漁獲開始年齡也跟漁船的艘數一樣，是人為可以控制的因素。

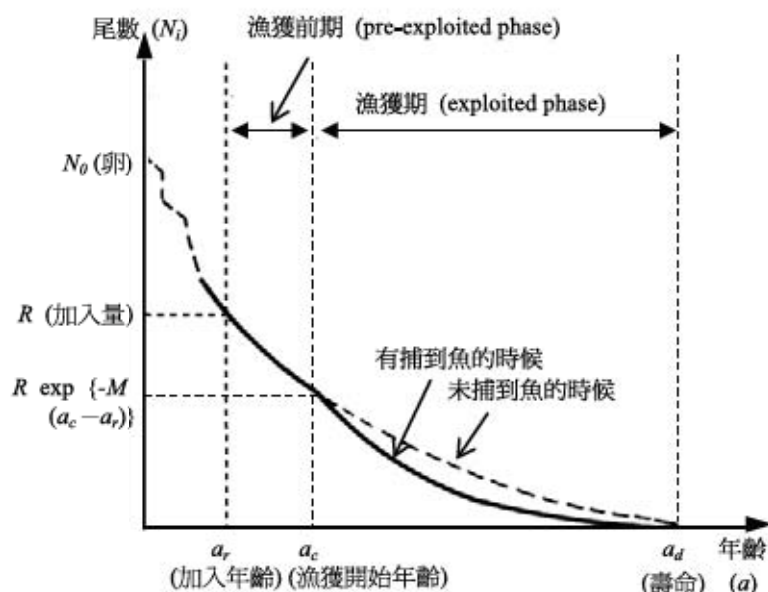


圖 2.5 一個年級群數量的減少過程

從上述的各項生物學資訊，描繪某年出生的魚群從孵化到全數死亡為止的數量減少過程，如圖 2.5 所示。許多水產生物是以卵的型態出生，其初期的自然死亡率極高，而且會隨著環境大幅變動，惟此時尚未考慮到此期間的減少過程（點線之期間）。事實上，魚成長到某個程度後，因環境所導致的自然死亡率會降低，魚群的數量也開始趨於穩定。然後，加入漁場的年級群數量在到達漁獲開始年齡之前，會因穩定的自然死亡率而更為減少。漁獲開始年齡之後，除了自然死亡外，再加上漁獲死亡，減少率比只有自然死亡時還高。此過程即為一般之減少過程。

根據上述知識，將減少過程以下列模式來表示。加入尾數以 R 、加入年齡、漁獲開始年齡及壽命分別以 a_r 、 a_c 及 a_d 歲來表示，某一年級群 $a (\geq a_r)$ 歲時的尾數以 N_a 、累積漁獲尾數以 C_a 來表示。將 (2.8) 與 (2.10) 式換成某年齡的資源也可成立，所以

$$\frac{dC_a}{da} = \begin{cases} 0 & (a_r \leq a < a_c) \\ FN_a & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (2.24a)$$

$$(2.24b)$$

$$\frac{dN_a}{da} = \begin{cases} -MN_a & (a_r \leq a < a_c) \\ -(F + M)N_a & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (2.25a)$$

$$(2.25b)$$

在 $a = a_r$ 及 $N_a = R$ 的條件下解此方程式，可得

$$N_a = \begin{cases} \text{Rexp}\{-M(a - a_r)\} & (a_r \leq a < a_c) \\ \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r) - (F + M)(a - a_c)\} & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (2.26a)$$

$$C_a = \begin{cases} 0 & (a_r \leq a < a_c) \\ \frac{F}{F+M} \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} [1 - \exp\{-(F + M)(a - a_c)\}] & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (2.27a)$$

$$C_a = \begin{cases} 0 & (a_r \leq a < a_c) \\ \frac{F}{F+M} \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} [1 - \exp\{-(F + M)(a - a_c)\}] & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (2.27b)$$

$a = a_d$ 時的 C_a 是得自一年級群的合計漁獲尾數，以 C 來表示，即

$$C = \frac{F}{F+M} \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} [1 - \exp\{-(F + M)(a_d - a_c)\}] \quad (2.28)$$

若加入量是固定而非每年變動，且漁業是穩定的，則此 C 即為年間平衡漁獲尾數。在此狀態下，某年級 a 歲魚與某年 a 歲魚的數量應該是一致的^{註2)}。另外，要注意的是， C 是可由人為控制的 F 與 a_c 的函數。

C/R 值是表示魚群從加入到死亡為止的被捕比例，此值會隨著 F 、 a_c 或 M 而變動（圖 2.6）。為何會變成如此關係呢？留給讀者諸君當作進一步探討的課題。

2.4 漁具的選擇性

一般而言，為追求利益而經營的漁業是以體型具商品價值的魚為捕撈對象。有關魚體大小或年齡的選擇性即稱為漁獲選擇性，例如，底拖網的網目若太小，則連小型魚也無法從網目中逃逸，亦即從小型魚起就開始被漁獲。而且，如 2.3 節所述，魚體大小或年齡不同，分布的海域也會不一樣。因此，如果在小型魚分布的哺育場中作業，則只

註2) 無論是 a_c 或 a_d 值，若為自然數，都很容易確認。某年 a 歲魚的數量為 $N_a = \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r) - (F + M)(a - a_c)\}$ ，而 a 歲的漁獲尾數為 $FN_a [1 - \exp\{-(F + M)\}] / (F + M)$ ，因此，年間漁獲尾數為 $F [1 - \exp\{-(F + M)\}] / (F + M) \times (N_{a_c} + N_{a_c+1} + \cdots + N_{a_d-1})$
 $= F [1 - \exp\{-(F + M)\}] / (F + M)$
 $\times \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} [1 + \exp\{-(F + M)\} + \cdots + \exp\{-(F + M)(a_d - a_c - 1)\}]$
 $= F [1 - \exp\{-(F + M)\}] / (F + M)$
 $\times \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} \times [1 - \exp\{-(F + M)(a_d - a_c)\}] \div [1 - \exp\{-(F + M)\}]$
 $= F / (F + M) \times \text{Rexp}\{-M(a_c - a_r)\} \times [1 - \exp\{-(F + M)(a_d - a_c)\}]$

好選擇性地捕撈小型魚。這麼一來，漁獲選擇作用就變成漁具與漁場兩項選擇作用的加成效果。

為持續利用或有效利用水產資源，必須瞭解漁業的選擇作用。例如，魚類孵化後，如果都是在成熟產卵之前就被捕獲的話，族群數量當然無法維持；但如果至少有1次以上的產卵機會，則個體數就有可能維持。為了給予此機會，有必要具備限制漁具方面的知識。有關漁場選擇的效果將於本書第6章敘述，本節僅就漁具的漁獲選擇作用加以說明。

如2.1節所述，若能知道可當作絕對值的魚體大小或年齡別的漁獲效率 κ 值，就選擇作用而言，資料已相當充分，只不過要得到這個數值是相當困難的。上述2.1節中所說明的漁獲效率 κ 是定義為入網的魚中被捕獲的比例。要分析底拖網漁業的漁獲效率，首先必須仔細考慮漁獲過程。在底拖網所掃過的區域中的魚，有一部分會逃離漁具，剩下的魚才會入網，入網且無法穿過網目逃逸的魚才會被留下，成為漁獲物。因此， κ 為入網率 $\times$ 網目選擇率（入網率=入網魚的總數/碰到漁具的魚總數，網目選擇率=被捕獲的總數/入網魚的總數）。其中，也有利用水中照相機等器材得到的觀測紀錄來分析與推估入網率的方法。如果入網率不會因為體長出現差異的話，則漁具的選擇作用只會

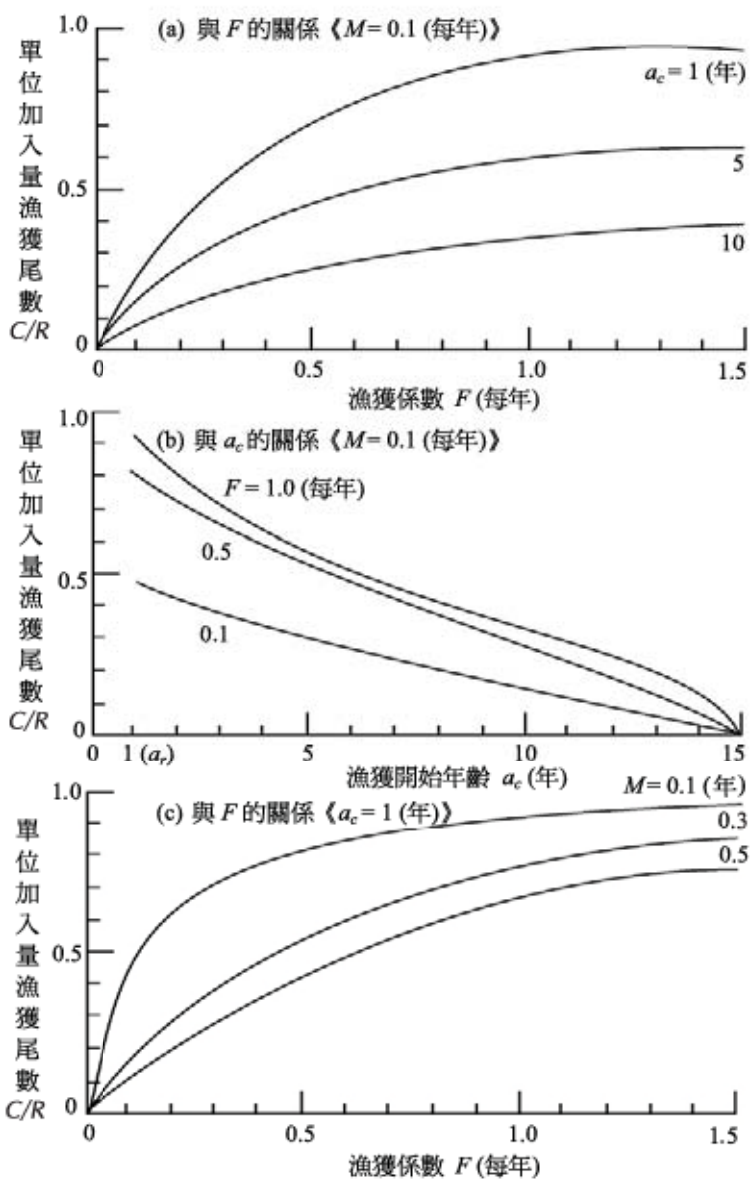


圖 2.6 單位加入量漁獲尾數 C/R 與漁獲係數 F 及漁獲開始年齡 a_c 之關係。用於計算中的 a_r 、 a_d 值分別為 1、15 (年)

受到網目的影響。於此，先以入網率與體長是獨立的假設為例，來思考網目的選擇性。

網目選擇率有兩種形式，其一是底拖網，只要超過一定體型的魚均會因為無法穿過網目而被捕獲。另一是刺網，只有吻合網目大小的魚才會被捕獲，太大的個體因無法刺入網目，太小的個體則會穿過網目逃逸，都不會被捕獲，亦即呈現「適當大小」的型態。以網目選擇率對體長作圖時，底拖網的網目選擇率屬單調增加型，漸近型，刺網則呈吊鐘型 (dome shape)。

2.4.1 底拖網的選擇曲線

使用得自試驗作業的資料來推估底拖網的網目選擇率時，此試驗作業是在底拖網的外側套上能夠把所有入網的魚全部捕獲的小網目的覆蓋網來進行。得到的資料包括留在囊網 (code end) 內的魚的體長別漁獲尾數，以及覆蓋網中的魚的體長別漁獲尾數的觀測值。

體長階級的階級幅以 Δl (cm)、第 i ($=1, 2, \dots, n$) 個體長階級值以 l_i (cm, $l_i - \Delta l / 2 < l_i \leq l_i + \Delta l / 2$)，留在囊網內的魚的尾數以 u_i ($=0, 1, 2, \dots$) (尾)、覆蓋網中魚的尾數以 v_i ($=0, 1, 2, \dots$) (尾) 來表示。入網並留在囊網內魚的概率以 P_i ，並可以 logistic 型曲線的改良型來表示如下式。

$$P_i = \{1 + \exp(a - bl_i)\}^{-c} \quad (2.29)$$

於此，若 $a(>0)$ 、 $b(>0)$ 及 $c(>0)$ 均為常數，則當 $c=1$ 時，即為 logistic 曲線。而且，當 $l_i = \{a - \ln(2^{1/c} - 1)\} / b$ 時， $P_i=0.5$ ，此體長即稱為 50% 選擇體長，以 $l_{50\%}$ 來表示。若以二項分布來表示，總計有 $(u_i + v_i)$ 尾入網，而僅有 u_i 尾被捕時的概率，則對數概似度 λ 可以下式來表示：

$$\lambda = \sum_{i=1}^n \{ \ln((u_i + v_i) C_{u_i}) + u_i \ln(P_i) + v_i \ln(1 - P_i) \} \quad (2.30)$$

再將此 λ 極大化即可推估 a 與 b 值。

其次，來思考使用不同網目進行試驗作業的情形。當然，也可使用上式來推估多組 (a, b) 的值。但是，體長÷網目大小的值是一定時，當然也會期待 P_i 值也是一定的。第 j ($=1, 2, \dots, m$) 個網目的大小設為 ω_j ，而囊網內外的漁獲尾數分別以 $u_{i,j}$ 、 $v_{i,j}$ 來表示時，(2.29) 式與 (2.30) 式可由下式來替代。

$$P_{i,j} = \{1 + \exp(a' - b' \frac{l_i}{\omega_j})\}^{-c'} \quad (2.31)$$

$$\lambda' = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \{ \ln(\sum_{i=1}^n \{ \ln((u_{i,j} + v_{i,j}) C_{u_{i,j}}) + u_{i,j} \ln(P_{i,j}) + v_{i,j} \ln(1 - P_{i,j}) \} \} \quad (2.32)$$

此處之 $a' (>0)$ 、 $b' (>0)$ 及 $c' (>0)$ 均為常數，並可將 λ' 極大化來推估。

表 2.1 所示為使用底拖覆蓋網進行紅蝦捕撈試驗的資料 (佐野, 2003)，使用 (2.31) 式與 (2.32) 式的推估結果如表 2.2 及圖 2.7 所示。由圖 2.7 可看出，有若干值與由該些資料所推估出的曲線間有相當不吻合的情形。但因為這些數值係由少數資料推估出的值，所以對概似度的貢獻不大，故對推估值應該不會造成太大的影響。

表 2.1 從試驗作業得到的覆蓋網內與囊網中紅蝦的尾數

網目 (cm)	3.37		2.75		2.33	
體長 (階級值: cm)	覆蓋網	囊網	覆蓋網	囊網	覆蓋網	囊網
1.25	4	0	12	0	6	0
1.75	69	3	193	1	119	3
2.25	569	9	809	17	381	36
2.75	1,128	22	822	24	281	74
3.25	703	28	372	38	93	87
3.75	273	20	131	37	25	46
4.25	91	20	45	29	7	40
4.75	41	10	26	34	3	66
5.25	32	12	24	86	2	61
5.75	20	29	10	56	0	36
6.25	10	17	3	35	0	15
6.75	5	12	0	4	0	1
7.25	1	1	0	1	0	1
7.75	0	1	0	0	0	0
8.25	0	0	0	1	0	0

(佐野, 2003)

表 2.2 底曳網對紅蝦選擇率的推估結果

l	AIC	a'	b'	c'
-128.863	263.725	6.050	4.089	1.378
-130.798	265.596	7.551	4.738	1*

*假設 $c'=1$

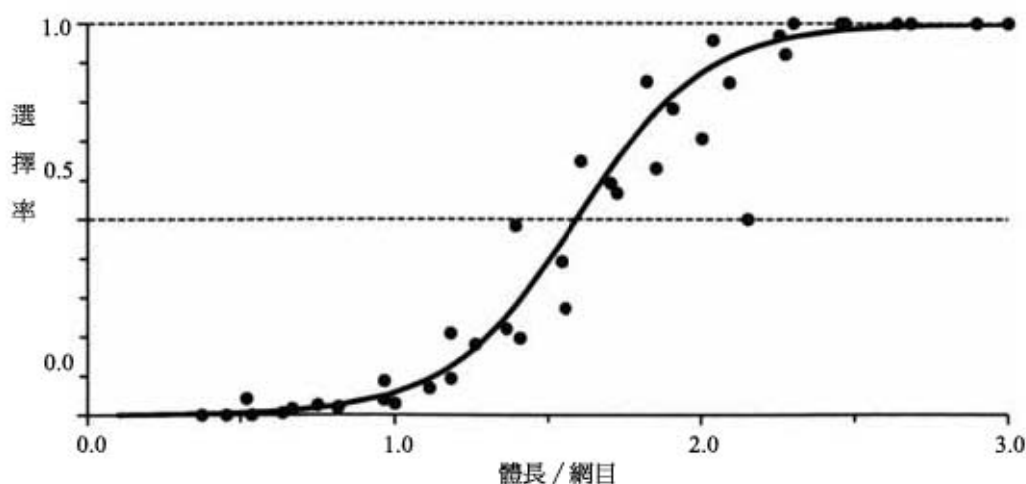


圖 2.7 底拖網對紅蝦的選擇率。點為觀測值，曲線表示推估出的曲線

2.4.2 刺網的選擇曲線

刺網迥異於底拖網，無法加上覆蓋網進行試驗作業。於此，可同時使用各種網目的刺網，以網目別的漁獲物體長組成相對差異為基礎，來推估選擇率的位置或形狀的變化。在刺網選擇曲線的推估方面，雖然也有像石田等 (1980) 或 Tanaka (2002) 不使用數學式而使用 nonparametric model 的推估法，本書仍採用比較容易計算，以數學式來表現曲線的 parametric model 來推估。

首先假設體長÷網目的值為一定，則選擇率的值也是一定。第 j ($=1, 2, \dots, m$) 片網的網目大小以 ω_j 、同一網數的漁獲尾數以 $u_{i,j}$ ($=0, 1, 2, \dots$) (尾) 來表示。 $u_{i,j}$ 的概率分布雖可將卜瓦松分布列為候補，但由於分散之變異數可能會比平均值還大，所以仍採用負二項分布。即 $u_{i,j}$ 的概率分布 $P(u_{i,j})$ 可使用平均值為 $\bar{u}_{i,j}$ 、形狀係數為 x (>0) 之負二項分布表示如下：

$$P(u_{i,j}) = \frac{\Gamma(x+u_{i,j})}{\Gamma(x)\Gamma(u_{i,j})!} \left(\frac{x}{x+\bar{u}_{i,j}}\right)^x \left(\frac{\bar{u}_{i,j}}{x+\bar{u}_{i,j}}\right)^{u_{i,j}} \quad (2.33)$$

若假設網目大小不會造成漁具效率的差異，因 $\bar{u}_{i,j}$ 與體長別資源尾數 N_i 的網目大小別體長漁具效率 $q_{i,j}$ 呈比例關係，故可以下式表示：

$$\bar{u}_{i,j} = q_{i,j} N_i = u_i s_{i,j} \quad (2.34)$$

$$u_{i,j} = \max_l (q_{l,j}) \times N_i, s_{i,j} = \frac{q_{i,j}}{\max_l (q_{l,j})} \quad (2.35)$$

於此， $s_{i,j}$ 為相對選擇率，即將最容易被捕獲體長時的漁具效率設為 1 時的相對值。 $s_{i,j}$ 可用下列之二重 logistic 模式來表示

$$s_{i,j} = s_0 \left[\left\{ 1 + \exp(a_0 - b_0 \frac{l_i}{\omega_j}) \right\} \left\{ 1 + \exp(-a_1 + b_1 \frac{l_i}{\omega_j}) \right\} \right]^{-1} \quad (2.36)$$

此處的 $s_{i,j}$ 即為相對選擇率，而 $a_0(>0)$ 、 $a_1(>0)$ 、 $b_0(>0)$ 、 $b_1(>0)$ 均為有關其位置或形狀的常數，而 $s_0(>0)$ 則為規格化常數。在 (2.36) 式中，有 1 條 logistic 曲線是向右上揚的，而另外 1 條 logistic 曲線是向右下降的，可表現出各種曲線。這些係數可藉下式對數概似度之極大化來推估。

$$\lambda = -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \ln \{ P(u_{i,j} | a_0, a_1, b_0, b_1, x, s_0 u_1, \dots, s_0 u_n) \} \quad (2.37)$$

此方法必須有規劃地進行能夠得到某程度廣幅體長範圍資料的試驗。

表 2.3 為使用刺網對栃木縣湯之湖中的姬鱒進行試驗的結果 (石田等, 1980)，使用 (2.37) 式推估的部分結果及曲線如表 2.4 與圖 2.8 所示。推估得到的曲線不是左右對稱，而是右下擺延長拖曳的。利用原著中，石田的方法來推估，所得到曲線同樣也是偏斜的。

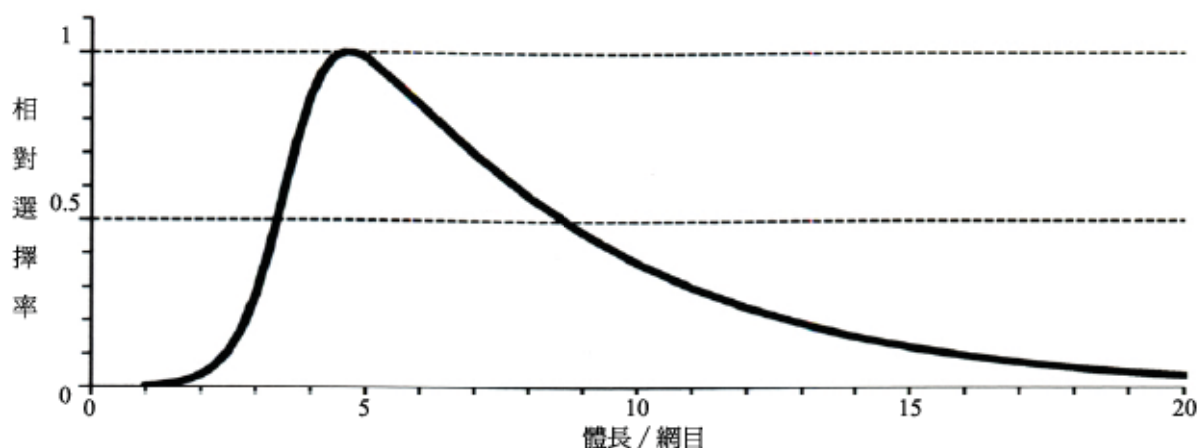


圖 2.8 姬鱒的刺網相對選擇率曲線

表 2.3 姬鱒的刺網網目別漁獲尾數

體長 (階級值：cm)	網目 (cm)				
	1.5	2.0	3.0	4.2	6.2
5.5	3	0	0	0	0
6.5	38	0	0	0	0
7.5	17	11	0	0	0
8.5	3	78	1	0	0
9.5	1	51	0	0	0
10.5	1	22	4	1	2
11.5	8	30	40	0	5
12.5	7	53	179	7	9
13.5	12	61	226	5	10
14.5	19	76	183	38	19
15.5	20	64	108	110	11
16.5	23	31	35	90	7
17.5	8	22	15	71	3
18.5	2	5	7	32	3
19.5	1	7	2	9	5
20.5	0	3	3	6	3
21.5	4	7	1	15	7
22.5	6	10	12	17	26
23.5	3	14	9	29	42
24.5	6	10	14	35	35
25.5	5	9	3	16	23
26.5	0	4	1	5	12
27.5	0	2	0	0	1
28.5	0	0	1	0	0

表 2.4 姬鱒的刺網選擇率推估結果

l	a_0	$a_1(\times 10^{-9})$	b_0	b_1	x
-352.719	8.53	6.14	2.36	0.235	2.140

第3章 成長



有關魚類成長的研究有從養殖或生活史策略等各種觀點來進行，而本書則是從成長式來探討，亦即將系群內個體的平均體長或平均體重以年齡的函數來表示。成長式係實現水產資源之持續利用的生物學基礎資訊之一。某年出生的個體群的個體數每年會因死亡而減少，但個體的平均體重卻會增加。要達到有效利用資源生物之目的，必須保護小型魚、捕撈大型魚，而評估其成效時，體重之成長式就會發揮相當大的作用。

3.1 von Bertalanffy 的成長式

von Bertalanffy (1910) 根據數種生物成長的實驗結果，導出理論性成長式。其基本原理為：(1) 單位時間內體重的增加量與同化量、異化量間的差成比例；(2) 同化量與消化管的表面積 $S_a(\text{cm}^2)$ 、異化量與體重 w_a 成比例。

今將年齡 $a (>0)$ 歲的體長與體重分別以 $l_a(\text{cm})$ 、 $w_a(\text{kg})$ 來表示，根據 von Bertalanffy 的理論，下列之關係式成立：

$$\frac{dw_a}{da} = \alpha S_a - \beta w_a \quad (3.1)$$

此處之 $\alpha (>0)$ 與 $\beta (>0)$ 均為比例常數，而 S_a 與體長的 2 次方、 w_a 與體長的 3 次方成比例，所以

$$S_a = bl_a^2, w_a = al_a^3 \quad (3.2)$$

這裏的 $a (>0)$ 與 $b (>0)$ 亦均為比例常數。將 (3.2) 式代入 (3.1) 式，並加以整理後，可得到下列有關體長增加的微分方程式：

$$\frac{dl_a}{da} = K(L_\infty - l_a) \quad (3.3)$$

此 $K (\equiv \beta / 3)$ 即稱為成長係數， $L_\infty (\equiv ba / a\beta)$ 稱為極限體長 (cm)，二者均為常數。又，將體長為 0 cm 時的年齡設為 a_0 (歲)，在 $a = a_0$ 、 $l_a = 0$ 的條件下解 (3.3) 式，則可得：

$$l_a = L_\infty [1 - \exp\{-K(a - a_0)\}] \quad (3.4)$$

上式就是所謂 von Bertalanffy 的成長式。從出生到發育初期階段為止，成長呈幾何級數增加，但到達漁業對象年齡時，增加率就會減緩，所以，有許多魚種的成長非常適合以 (3.4) 式來套用。而且，只有 3 個參數 (L_∞ , K , a_0)，構造簡單，所以，在水產資源解析

學上經常被應用。

體重之成長式可由 (3.2) 式與 (3.4) 式導出如下：

$$w_a = W_\infty [1 - \exp\{-K(a - a_0)\}]^3 \quad (3.5)$$

此 $W_\infty (\equiv aL_\infty^3)$ 為常數，叫做極限體重 (kg)。依 (3.4) 式與 (3.5) 式描繪出的曲線如圖 3.1 所示。由圖可以看出，體長的成長式是沒有轉折點的，但體重的成長式在體重 $w_a = W_\infty / 3$ 的地方有轉折點。

實際上，魚體的成長會受到個體群密度效應或環境變化等因素的影響，而依年代產生變化。圖 3.2 為 1900 年、1920 年及 1940 年出生的雄狹鱗庸鰈之成長情形比較。那個時代的狹鱗庸鰈魚體會隨著年代推移而增大，即使是同年齡的魚，也會有魚體大型化的現象^{註 3)}。若 $w_a = al_a^3$ 成立的話，則同一年齡的 l_a 值增加 26% 時， w_a 值會增加 2 倍，故此種變化是不容忽視的。但是，3 條成

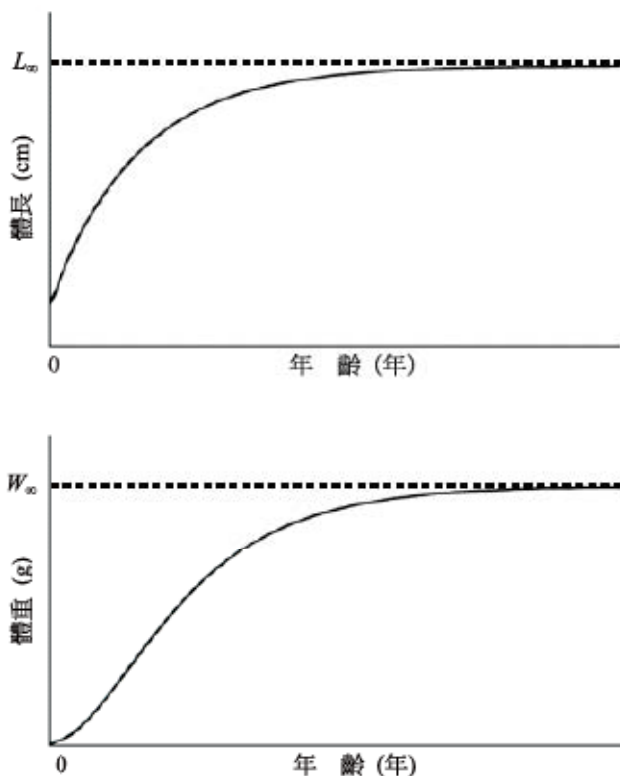


圖 3.1 von Bertalanffy 的成長式。上圖表示體長，下圖表示體重

長曲線均可由 von Bertalanffy 的成長式充分表示，且密度效應或環境變化也能由成長式中參數值的變化加以掌握。例如，考量密度效應時， L_∞ 的模式之一為 $L_\infty = L_0 - \lambda N$ ，此時， $L_0 (>0)$ 代表總資源尾數 N 為 0 尾時的極限體長 (cm)、 $\lambda (>0)$ 為係數 (cm / 尾)。

註 3) 有關此種變化有可能是因為資源密度下降等因素所造成的影響 (請參考第 5 章的剩餘生產模式的數值例)

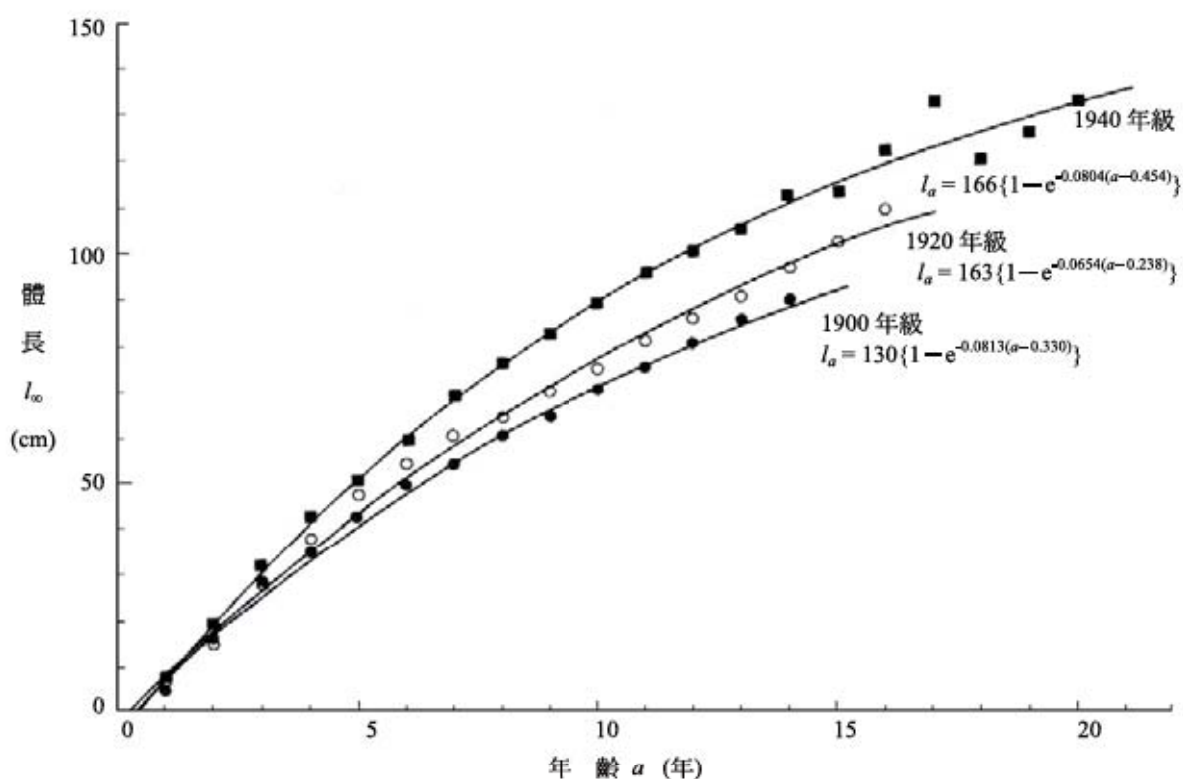


圖 3.2 北美阿拉斯加 Portlock 漁場之狹鱗庸鯧的成長情形。●、○ 及 ■ 分別為 1900 年級、1920 年級及 1940 年級的資料，曲線為利用非線性迴歸來推估的成長曲線 (Southward, 1967)

3.2 logistic, Gompertz, Richards 的成長式

除了 von Bertalanffy 的成長式外，對其他魚種的成長也有套用 logistic 式^{註 4)}、Gompertz 式^{註 5)} 或 Richards 式。這些有關體長增加的微分方程式可分別由下列各式來表示：

$$\frac{dl_a}{da} = \begin{cases} Kl_a \left(1 - \frac{l_a}{L_\infty}\right) & \text{(logistic 型)} & (3.6a) \\ K \ln\left(\frac{L_\infty}{l_a}\right) \times l_a & \text{(Gompertz 型)} & (3.6b) \\ \varphi(\gamma) \left(\left(\frac{l_a}{L_\infty}\right)^{\frac{1}{\gamma}} - 1\right) \times l_a & \text{(Richards 型)} & (3.6c) \end{cases}$$

註 4) 原本是用於來表示人口增加的曲線

註 5) 同上

$$\varphi(\gamma) = \begin{cases} K & (\gamma > 0) \\ -K & (\gamma < 0) \end{cases} \quad (3.7a)$$

$$(3.7b)$$

這裏的 γ 為形狀參數，也是常數。與 von Bertalanffy 相較，(3.3) 式的成長係數 K 在 logistic 中是隨著 Kl_a / L_∞ 與體長而變化；但在 Gompertz 中，此係數除變成 $K \ln(L_\infty / l_a)$ 外，且與體長 l_a 成比例，而在 (3.3) 式中則是與成長剩餘量 $(L_\infty - l_a)$ 成比例。而 Richards 式則是涵括 von Bertalanffy ($\gamma = 1$)、logistic ($\gamma = -1$) 及 Gompertz ($\gamma \rightarrow 0$) 等 3 式的一般化成長曲線。假設 $a = 0$ ，且在 $l_a = l_0$ 的條件下，解 (3.6a)~(3.6b) 式，可得下式：

$$l_a = \begin{cases} \frac{L_\infty}{1 + \left(\frac{L_\infty}{l_0} - 1\right) \exp\{-Ka\}} & (\text{logistic 型}) & (3.8a) \\ L_\infty \exp\left[-\left\{\ln\left(\frac{L_\infty}{l_0}\right)\right\} \exp\{-Ka\}\right] & (\text{Gompertz 型}) & (3.8b) \\ L_\infty \left[1 - \left\{1 - \left(\frac{l_0}{L_\infty}\right)^{\frac{1}{\gamma}}\right\} \exp\left\{-\frac{\varphi(\lambda)}{\gamma} a\right\}\right]^\gamma & (\text{Richards 型}) & (3.8c) \end{cases}$$

由 von Bertalanffy、logistic、Gompertz 及 Richards 4 個式子所描繪的曲線如圖 3.3 所示，其中，除 von Bertalanffy 以外，均為具有轉折點的曲線，適於低年齡時成長迅速的魚種來套用。

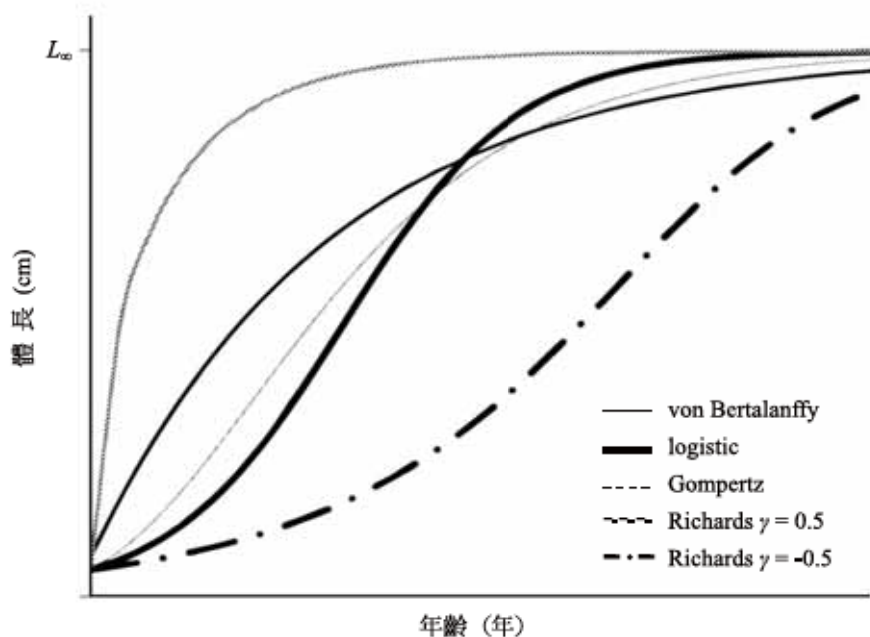


圖 3.3 成長曲線比較

3.3 參數的推估

3.3.1 使用定差式的方法

在水產資源解析學中稱為定差式是很普遍的，而在數學界，則係指利用數列的漸化式來推估參數的方法。例如，von Bertalanffy 的成長式中， a 歲與 $(a+1)$ 歲之體長間，下列直線關係式是成立的。

$$l_{a+1} = L_{\infty} \{1 - \exp(-K)\} + l_a \exp(-K) \quad (3.9)$$

即上式中，若令 $y = l_{a+1}$ 、 $x = l_a$ 、 $a = L_{\infty} \{1 - \exp(-K)\}$ 、 $b = \exp(-K)$ ，則變成 $y = a + bx$ 之直線關係。以單迴歸推估 a 值與 b 值，再利用其結果來計算 L_{∞} 與 K 值，即為定差式方法。而且 a_0 值可由 $a_0 = a + \{\ln(1 - l_a / L_{\infty})\} / K$ 算出的平均值來推估。以上的方法雖然簡單，但在獨立變數 $x (= l_a)$ 中卻包含了觀測誤差，所以使用一般的迴歸分析並不恰當，因此在電腦已經相當普及的今日，就不被採用了。

3.3.2 最大概似推估法

近年來使用電腦的計算軟體很容易就能解出最大值與最小值，因此，統計推估中的最大概似推估 (maximum likelihood, ML) 法已成為資源研究之基本手法。

假設年齡誤差在實際運用時可予以忽略，且某個體的體長可以其年齡的個體群的平均體長 + 誤差來表示。同時，第 $i (=1, 2, \dots, n)$ 個魚體的年齡與體長以 (a_i, l_i) 來表示，而且 l_i 的分布可以下列之常態分布或對數常態分布 (乘法誤差) 來表示^{註6)}。

$$l_i = \begin{cases} \bar{l}_{a_i} + \varepsilon_i & \text{(加法誤差)} \end{cases} \quad (3.10a)$$

$$l_i = \begin{cases} \bar{l}_{a_i} \exp(\varepsilon_i) & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (3.10b)$$

$$\varepsilon_i \sim N[0, \sigma^2] \quad (3.11)$$

此處之 $\bar{l}_{a_i}$ 表示 a_i 歲時的平均體長 (cm)， σ^2 表示分散。例如， l_{a_i} 以 von Bertalanffy 的成長式來表示時， $\bar{l}_{a_i}$ 可以下式來表示：

註6) 請注意在乘法誤差模式中的平均值不是 $\bar{l}_{a_i}$ ，而是 $\bar{l}_{a_i} \exp(\sigma^2 / 2)$

$$\bar{l}_{a_i} = L_{\infty}[1 - \exp\{-K(a_i - a_0)\}] \quad (3.12)$$

利用 (3.10a) ~ (3.11) 式，對數概似度 l 可以下式來表示：

$$l = \begin{cases} -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\ln(2\pi\sigma^2) + \frac{\{l_i - \bar{l}_{a_i}\}^2}{\sigma^2} \right] & \text{(加法誤差)} \end{cases} \quad (3.13a)$$

$$l = \begin{cases} -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\ln(2\pi\sigma^2 l_i^2) + \frac{\{\ln(l_i) - \ln(\bar{l}_{a_i})\}^2}{\sigma^2} \right] & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (3.13b)$$

最大概似推估法中，是假設 l 為最大，來推估未知的參數 (L_{∞} 、 K 、 a_0 、 σ^2) 值。因為 (3.13a) 或 (3.13b) 式是相當複雜的，無法簡單的計算出來，所以 (L_{∞} 、 K 、 a_0 、 σ^2) 的值需使用電腦，並利用 Newton 或共軛梯度法 (conjugate gradient method, CG) 等數值解析法。而且， σ^2 的推估值可由下式來表示，所以 $\hat{\sigma}^2$ 亦為 (L_{∞} 、 K 、 a_0) 之函數。

$$\hat{\sigma}^2 = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{l_i - \bar{l}_{a_i}\}^2 & \text{(加法誤差)} \end{cases} \quad (3.14a)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \{\ln(l_i) - \ln(\bar{l}_{a_i})\}^2 & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (3.14b)$$

將上式分別代入 (3.13a)、(3.13b) 式，則 l 變成下列二式：

$$l = \begin{cases} -\frac{n}{2} \{\ln(2\pi\hat{\sigma}^2) + 1\} & \text{(加法誤差)} \end{cases} \quad (3.15a)$$

$$l = \begin{cases} -\frac{n}{2} \{\ln(2\pi\hat{\sigma}^2) + 2\overline{\ln(l)} + 1\} & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (3.15b)$$

此處之 $\overline{\ln(l)}$ 為 $\ln(l_i)$ 的平均值，可以下式來表示：

$$\overline{\ln(l)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(l_i) \quad (3.16)$$

查看 (3.15a) 式或 (3.15b) 式即可瞭解，要把 l 最大化，只要把 $\hat{\sigma}^2$ 最小化即可，因此，實際計算時，可令 (3.14a) 式或 (3.14b) 式中所示的平方和為最小時來探討 ($\hat{L}_{\infty}$ 、 $\hat{K}$ 、 $\hat{a}_0$) 的值。

推估值 ($\hat{L}_{\infty}$ 、 $\hat{K}$ 、 $\hat{a}_0$) 的分散共分散行列 V 的推估值可由費雪情報量行列 I_{obs} ^{註7)} 的觀測值的逆行列來計算。

註7) 原本是希望使用期望值而不是觀測值，有興趣的讀者可參考卷尾附錄 a 嚐試計算

$$\hat{V}=I_{obs}^{-1} \quad (3.17)$$

此處之 $\hat{V}$ 與 I_{obs} 可以下式來表示：

$$\hat{V} = \begin{bmatrix} \hat{V}(\hat{L}_{\infty}) & \text{Cov}(\hat{L}_{\infty}, \hat{K}) & \text{Cov}(\hat{L}_{\infty}, \hat{a}_0) \\ \text{Cov}(\hat{L}_{\infty}, \hat{K}) & \hat{V}(\hat{K}) & \text{Cov}(\hat{K}, \hat{a}_0) \\ \text{Cov}(\hat{L}_{\infty}, \hat{a}_0) & \text{Cov}(\hat{K}, \hat{a}_0) & \hat{V}(\hat{a}_0) \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

$$I_{obs} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial L_{\infty}^2} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial L_{\infty} \partial K} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial L_{\infty} \partial a_0} \\ \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial L_{\infty} \partial K} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial K^2} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial K \partial a_0} \\ \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial a_0 \partial L_{\infty}} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial a_0 \partial K} & \frac{\partial^2 \hat{l}}{\partial a_0^2} \end{bmatrix} \quad (3.19)$$

到底是加法誤差，還是乘法誤差好呢？或者是要採用 (3.4)、(3.7a)~(3.7c) 哪式當作成長式較妥適呢？可依據 AIC 等統計學模式選擇手法來判定。

表 3.1 所示為金眼鯛的資料，表 3.2 為使用 (3.12)~(3.13b) 式進行最大概似推估之結果。圖 3.4 所示為推估得到的曲線。從這些結果可知二種模式間並無太大的差別。讀者諸君使用表列之計算軟體也可算出，不妨一試。

表 3.1 1995 年靜岡縣下田港金眼鯛的資料

No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)	No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)
1	21.5	216.4	2.6	7	25.9	376.1	4.6
2	29.0	516.6	3.6	8	34.6	814.9	5.4
3	22.0	227.4	3.6	9	29.4	563.4	5.6
4	31.4	716.5	4.2	10	23.0	309.7	5.6
5	33.8	733.8	4.4	11	30.8	579.0	5.6
6	29.5	574.5	4.6	12	35.3	986.4	5.7

表 3.1 (續)

No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)	No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)
13	31.8	754.8	6.0	38	35.7	1012.0	8.7
14	35.6	827.0	6.2	39	33.6	828.6	8.8
15	29.8	652.9	6.2	40	34.3	840.8	8.9
16	36.5	989.8	6.4	41	36.3	1014.3	9.0
17	31.4	657.7	6.5	42	39.6	1425.0	9.1
18	30.0	610.3	6.6	43	37.8	1014.0	9.2
19	30.8	633.3	6.6	44	35.7	1070.5	9.2
20	36.4	988.2	6.7	45	34.2	815.8	9.4
21	31.5	746.1	6.8	46	36.4	1115.7	9.5
22	34.1	862.7	6.9	47	34.4	936.8	9.6
23	31.5	712.5	7.0	48	37.0	1173.8	9.6
24	35.2	825.6	7.1	49	38.3	1158.6	9.7
25	37.8	944.0	7.2	50	38.0	1181.5	9.8
26	35.4	916.9	7.4	51	40.6	1409.0	9.9
27	34.7	885.3	7.5	52	38.9	1297.8	10.0
28	32.9	841.6	7.6	53	38.2	1195.1	10.1
29	30.5	610.9	7.6	54	43.4	1391.0	10.2
30	36.5	1054.4	7.7	55	38.7	1266.1	10.2
31	33.9	825.0	7.8	56	34.6	908.1	10.4
32	36.9	1075.6	7.9	57	40.0	1348.6	10.5
33	36.3	1052.1	8.0	58	37.4	1408.6	10.6
34	34.9	889.6	8.2	59	37.5	1167.0	10.7
35	32.0	628.7	8.4	60	33.9	898.5	10.8
36	34.3	881.6	8.5	61	35.8	1076.8	10.9
37	31.8	694.8	8.6	62	38.6	1358.7	11.0

表 3.1 (續)

No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)	No.	體長 (cm)	體重 (g)	年齡 (年)
63	39.0	1262.0	11.1	82	40.3	1413.0	13.2
64	36.7	927.0	11.2	83	40.6	1379.9	13.4
65	35.3	826.9	11.2	84	39.2	1254.6	13.8
66	38.2	1179.7	11.3	85	39.2	1326.1	13.9
67	41.0	1378.5	11.4	86	40.9	1565.9	14.0
68	40.8	1490.3	11.5	87	43.4	1814.4	14.1
69	39.0	1320.5	11.8	88	40.1	1129.0	14.2
70	36.4	1012.2	11.9	89	41.2	1345.3	14.2
71	40.5	1348.7	12.0	90	39.2	1348.7	14.3
72	34.2	869.5	12.1	91	39.1	1325.2	14.8
73	43.4	1337.0	12.2	92	47.8	1952.0	15.2
74	40.5	1389.7	12.2	93	36.3	1062.1	15.3
75	35.1	920.8	12.3	94	41.6	1504.6	15.8
76	39.9	1286.5	12.4	95	43.3	1724.4	16.1
77	40.2	1453.8	12.5	96	47.8	2065.0	16.2
78	38.0	1244.8	12.6	97	43.3	1731.0	16.3
79	39.1	1360.6	12.9	98	41.2	1336.0	17.2
80	41.5	1495.3	13.1	99	42.8	1626.7	17.3
81	46.7	1992.0	13.2	100	45.6	1707.0	18.2

部分資料引用自 Adachi *et al.* (2000)

表 3.2 以 von Bertalanffy 的成長式來推估參數的結果

模式		l	AIC	L_{∞} (cm)	K (1/年)	a_0 (年)
加法誤差	點推定	- 240.92	487.85	48.16	0.1052	- 4.155
	SE	-	-	3.88	0.0389	2.165
乘法誤差	點推定	- 245.94	497.88	46.05	0.1288	- 2.933
	SE	-	-	3.09	0.0345	1.298

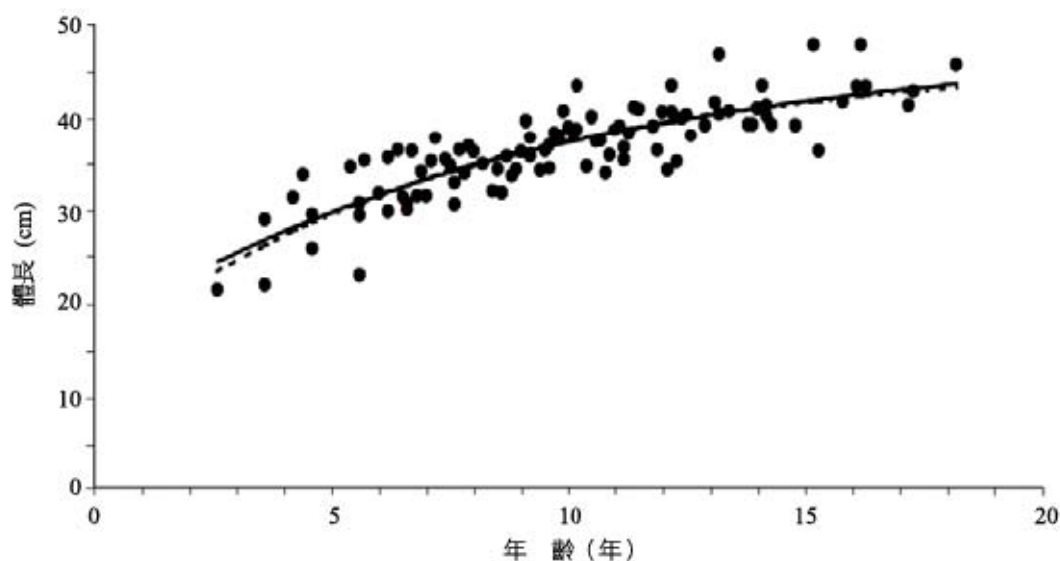


圖 3.4 金眼鯛的成長曲線的推估結果。點為資料，實線與虛線分別代表利用加法誤差模式及乘法誤差模式推估的曲線

3.4 相對成長

隨著年齡或月齡等的增加而產生的體長等的變化，稱為絕對成長；相對於此，魚體某部分，如體長等（以 x 表示）對應於其他部分如體寬等（以 y 表示）的變化，即稱為相對成長，表示其關係的式子稱為 Allometry 式。具體而言，(3.2) 式所示之體長與體重即為代表性之 Allometry 式。一般之 Allometry 式可使用下式表示：

$$y = ax^b \quad (3.20)$$

此處之 a 、 b 均為常數。依 (3.20) 式，若 $b > 1$ ，則表示 y 的成長較 x 為快；若 $b < 1$ ，則意味著相反的情形。水產資源解析學中最常用的 Allometry 式即為體長與體重的關係式，而 a 與 b 值可由迴歸分析來推估。將 (3.20) 式的兩邊取自然對數，則可得下式：

$$\ln(y) = \ln(a) + b\ln(x) \quad (3.21)$$

今若令 $y' = \ln(y)$ 、 $x' = \ln(x)$ 、 $a' = \ln(a)$ ，則變成直線 $y' = a' + bx'$ ，再用單迴歸即可推估得參數值。使用表 3.1 之體長與體重的關係，並以最小平方法來推估未知的參數，則可得 $\hat{a} = -3.076$ 、 $\hat{b} = 2.784$ ，由此可知 $\hat{b}$ 值接近 3 (圖 3.5)。另外，請特別注意一點，就是這些推估值都是在使用的資料範圍內的推估。

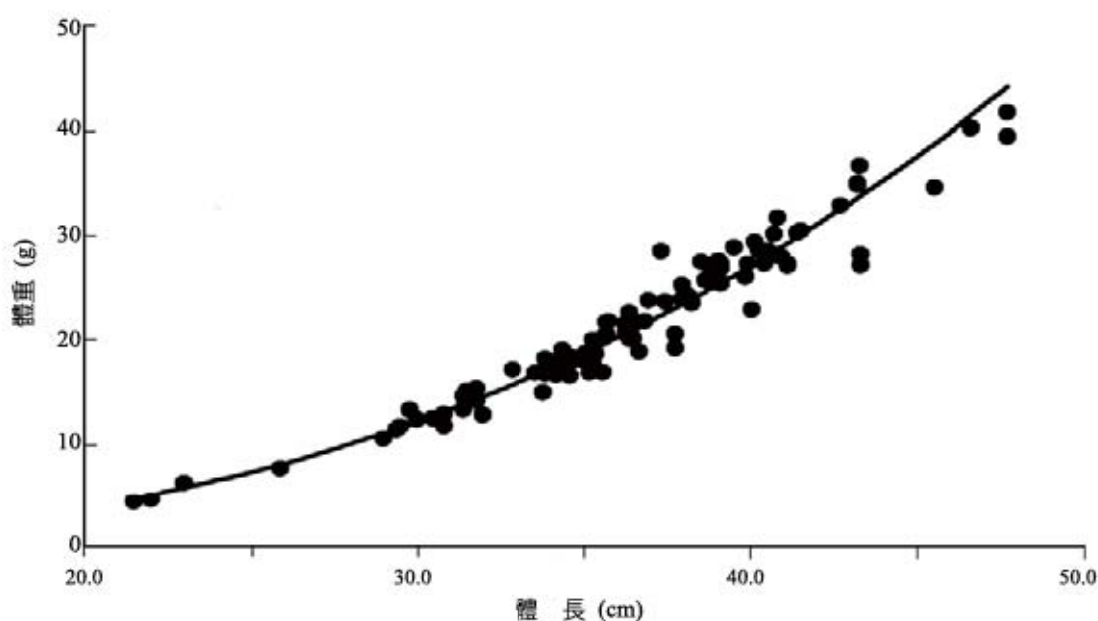


圖 3.5 金眼鯛的體長與體重的關係。點為資料，曲線是由對數迴歸分析推估出的

特別把假定 $b=3$ ，並由 $f = w_a / l_a^3$ (g / cm^3) 計算出的值稱為肥滿度，即使是同一個魚種， f 值仍會因生活周期等季節因素或棲息場所等環境條件而不同。追蹤 f 值的經年變化，可同時探知棲息密度或環境的變化，對資源的長期變動研究是很有用的。

第4章 成長殘存模式



19 世紀以前的歐洲認為資源是取之不盡、用之不竭的，但進入 20 世紀之後，連歐洲近海也沒有替代資源，尤其是北海，由於漁撈技術不斷精進，資源逐趨枯竭。北海及其附近海域的歐洲管理組織－國際海洋開發常設理事會 (ICES) 於 1902 年創立，其轄下的機構很早就開始進行各式各樣的科學調查研究。其中，最大的理論成果即為最大持續生產量 (maximum sustainable yield, MSY) 觀念的確立。事實上，MSY 現在仍然是資源管理的重要概念，它是從表示資源動態的 Russell 方程式推論出來的。Russell 方程式也因此被公認為非常重要的資源動態方程式。

但是，Russell 方程式並不是直接發展出來的，而是由 Baranov 或 Beverton and Holt 修正後提出的資源動態模式。此模式相當於目前資源解析主流的成長殘存模式，它整合了個別魚體的成長（第 3 章）與年級群的殘存（第 2 章）等相關資料，可用來表示資源量或漁獲量動態。

4.1 Russell 方程式

Russell (1931) 是第一位著眼於生物可以再增殖的特性，而把資源動態以簡單的數學式表現的學者。他假設漁場是封閉性以及漁具已經標準化，且體長 l 以上的魚即成為漁獲對象。此時，某年年初的資源量 P_1 與翌年的資源量 P_2 間，可成立下列之重量關係：

$$P_2 - P_1 = (A + G) - (Y + D) \quad (4.1)$$

此處之 A 、 G 、 Y 及 D 分別表示加入重量、成長量、漁獲量及自然死亡量，也是影響資源動態的 4 項因素，除此之外，沒有其他因素導致資源量的增減。

所有從卵成長到首度達 l 體長的魚，開始加入到漁獲對象資源中，因此， A 為資源量增加的因素；已經變成漁獲對象的個體的體重會隨著成長而提高，所以 G 是另一個增重因素。至於漁獲量與自然死亡量則是導致資源量減少的因素。而且，由 (4.1) 可瞭解下列事項：

$$P_2 = \begin{cases} < P_1 (A + G < Y + D) & (4.2a) \\ = P_1 (A + G = Y + D) & (4.2b) \\ > P_1 (A + G > Y + D) & (4.2c) \end{cases}$$

若 $A + G = Y + D$ ，則資源量一定，且每年可持續得到 $Y = A + G - D$ 之漁獲量。這種資源量維持一定的狀態稱為平衡狀態，其資源量稱為平衡資源量，而此漁獲量就相當於現在所稱之持續生產量。

這些量會隨著資源量的水準而變化，也就是說，是隨著密度而變動的量。例如，資源量豐富時，親魚也多， A 的值可保持在高水準；但反過來說，每一尾魚的生物餌料量變少，且棲息環境惡化，所以資源量雖大，但 G 值反而變小；而自然死亡率也會提高，但因數量多，所以 D 值說不定會變大。反之，若資源量降低，則應該會出現相反的結果。

4 項因素中， $(A + G - D)$ 係因為漁獲以外的自然因素而造成，所以稱為自然增加量。我們利用上述式子，以 2 個極端的個案為例，來檢視資源量與自然增加量之間的關係。首先，考慮資源尚未被開發的例子，當然，此時的 $Y = 0$ 。在資源未被利用的情況下， $A + G > D$ ，亦即資源會無止境的增加，但這個結果與實際狀況並不相符。因此，可考慮 $A + G - D = 0$ ，即資源處於飽和狀態，增加量為零，這個飽和資源量也就是所謂的環境承載力。至於另一個極端的情況為資源量等於零，當然，此時的增加量也是零。

那麼，在這兩個極端之間的資源量又是如何呢？在資源從非常少的狀態下開始增加的過程中，如果增加量為零，資源水準又正好位於其中間的話，則此時的資源量應該是停滯的。因此，在此中間並無增加量為零的資源量水準；亦即在資源量為零與飽和狀態之間的某處，應該有一自然增加量的最大水準。基於這種考量，Russell 提出了最大持續生產量的理論。

但是，Russell 的理論因為不具實用性，並未直接發展成型。 A 、 G 、 D 全都是重量值，均依資源量而變動，而且， G 或 D 值的數據皆無法直接觀測獲得。因為在海中要發現自然死亡的個體遠比發現生存個體要困難得多。

Russell 的想法，就表示理論之重要性而言，是有其意義的。事實上，以這 4 項因素為基礎，比 Russell 更早提出具體之資源動態模式的是 Baranov (1918)。他根據實際得到的資料，建構了包括此 4 項因素的具體模式，並奠定了其後之成長殘存模式，可說是資源動態理論的先驅。但其原文是以俄文書寫，而且刊登於發行數量極少之雜誌上，所以很久以後才被發現、理解。至於根據 Baranov 的數理模式，發展並建立現代水產資源學基礎的則是 Beverton and Holt (1957)。

彼等的研究特色是，將 Baranov 以體長為基礎的解析轉換成以年齡為基礎，而且套用能充分顯示許多水產生物成長的 von Bertalanffy 成長式。另外，轉換成以年齡為基礎

的解析之後，不僅是平衡狀態，連非平衡狀態下的漁獲量變化也能表示。

4.2 平衡漁獲量與平衡資源量

以尾數為基礎，涵蓋了 Russell 的 4 項因素中的加入、漁獲及自然死亡等 3 個因素的模式，已在第 2 章中述及。另一個與個體有關的因素—成長，則已在第 3 章中說明。因此，在應用個體的成長式時，若把第 2 章的模式換成以重量為基礎，就可用重量來描述資源動態。

首先說明平衡漁獲量，就如同 2.3 節中述及的平衡尾數，係先假定從某一年級群所得到的累積漁獲重量與年間平衡漁獲量是一致的；亦即將某一年級群到 a 歲為止的累積漁獲量以 Y_a 來表示，短時間 da 內的漁獲尾數為 dC_a ，假設 1 尾魚的體重為 w_a ，則 da 間的漁獲重量 dY_a 為 $w_a dC_a$ 。套用 (2.24a) 與 (2.24b) 式，則得到下列式子：

$$\frac{dY_a}{da} = w_a \frac{dC_a}{da} = \begin{cases} 0 & (a_r \leq a < a_c) \\ FN_a w_a & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (4.3a)$$

$$(4.3b)$$

體重 w_a 利用第 3 章的 von Bertalanffy 的成長式，可得：

$$w_a = W_\infty [1 - \exp\{-K(a - a_0)\}]^3 \quad (4.4)$$

N_a 用 (2.26a) 與 (2.26b) 式，則 Y_a 可以方程式來表示。再將 w_a 3 次方的部分展開^{註 8)}，並依項別加以積分的話，則可得到下式：

$$Y_a = \begin{cases} 0 & (a_r \leq a < a_c) \\ FW_\infty R \exp\{-M(a_c - a_r)\} \\ \times \sum_{n=0}^3 \frac{\Omega_n \exp\{-nK(a_c - a_0)\}}{F + M + nK} [1 - \exp\{-(F + M + nK)(a - a_c)\}] & (a_c \leq a < a_d) \end{cases} \quad (4.5a)$$

此處的 Ω_n 為下式所示的常數。

註 8) 另， $(a_c \leq a < a_d)$ 時

$$\frac{dY_a}{da} = FW_\infty R \exp\{-M(a_c - a_r)\} \times \sum_{n=0}^3 \Omega_n \exp\{-nK(a_c - a_0)\} \exp\{-(F + M + nK)(a - a_c)\}$$

$$\Omega_0 = -\Omega_3 = 1, \Omega_1 = -\Omega_2 = -3 \quad (4.6)$$

$a = a_d$ 時， Y_a 為得自某一年級群的累積漁獲重量，以 Y 來表示時

$$Y = FW_{\infty} R \exp\{-M(a_c - a_r)\} \sum_{n=0}^3 \frac{\Omega_n \exp\{-nK(a_c - a_0)\}}{F + M + nK} [1 - \exp\{-(F + M + nK)(a_d - a_c)\}] \quad (4.7)$$

(4.7) 式即所謂 Beverton and Holt 的漁獲式，表示年間平衡漁獲量。而剩下的幾項 Russell 因素，可以很簡單的推算出來^{註9)}。

(4.7) 式可由人為可控制的 (F, a_c) 之函數來表示，且可藉由改變 F 或 a_c 值，推測 Y 值會如何改變。因此，此式是擬定漁業資源管理策略時，非常有用的式子。由於加入量會受環境的影響而變動，且此變動是為人為無法掌控的。於是大都使用可由人為操控的部分 Y/R ，來檢視經由人為的力量是否有改善的空間。

其次為求出可當作管理指標的年間平均資源量。因為一般而言，無法明確得知一年當中的哪個時間點是最有效的，因此，大都採用年間平均值；又，此資源量是將所有加入以後的資源量列入計算。年間平均資源量以 $\bar{P}$ 表示，而某年齡 (k 歲) 的平均資源量為 $\bar{P}_k$ 。

$$\bar{P}_k = \int_k^{k+1} N_a w_a da \quad (4.8)$$

且， $\bar{P}$ 為 $\bar{P}_k$ 的合計，所以，

$$\bar{P} = \int_{a_r}^{a_c} N_a w_a da + \int_{a_c}^{a_d} N_a w_a da = \bar{P}_1 + \bar{P}_2 \quad (4.9)$$

$$\bar{P}_1 = W_{\infty} R \sum_{n=0}^3 \frac{\Omega_n \exp\{-nK(a_r - a_0)\}}{M + nK} [1 - \exp\{-(M + nK)(a_c - a_r)\}] \quad (4.10a)$$

$$\begin{aligned} \bar{P}_2 = & W_{\infty} R \exp\{-M(a_c - a_r)\} \\ & \times \sum_{n=0}^3 \frac{\Omega_n \exp\{-nK(a_c - a_0)\}}{F + M + nK} [1 - \exp\{-(F + M + nK)(a_d - a_c)\}] \end{aligned} \quad (4.10b)$$

註9) 年齡 a 的增重量 dG 為 $N_a dw_a$ ，其合計 G 為

$$G = \int_{a_r}^{a_d} dG = \int_{a_r}^{a_d} N_a dw_a = \int_{a_r}^{a_d} N_a \frac{dw_a}{da} da - N_{a_d} w_{a_d}$$

這裏的 $N_{a_d} w_{a_d}$ 表示達壽限時，因死亡而減少的量。其次，考慮 $N_a w_a$ 的時序列變化率，其積分為：

$$\int_{a_r}^{a_d} \frac{d(N_a w_a)}{da} da = N_{a_d} w_{a_d} - N_{a_r} w_r = N_{a_d} w_{a_d} - A, \text{ 而且}$$

$$\int_{a_r}^{a_d} \frac{d(N_a w_a)}{da} da = \int_{a_r}^{a_d} \frac{dN_a}{da} w_a da + \int_{a_r}^{a_d} N_a \frac{dw_a}{da} da = -(Y + D) + N_{a_d} w_{a_d} + G$$

從以上的方程式， $A + G - Y - D = 0$ 成立。

$\bar{P}_2$ 為年平均漁獲對象資源量，與 CPUE 成比例，並與漁業經營有密切關係，所以，也可利用當作資源管理的指標。

使用北海高眼鰈的資料，檢視以上述方法求得的 Y/R 會隨著 F 、 a_c 值如何變化 (圖 4.1)。由圖可知， a_c 值相同時 Y/R 值會隨著 F 的增加而單調地增加，但隨著 a_c 值的增大，高峰會消失。如果 F 值相同， a_c 值增加時， Y/R 會先增後減，而此模式會隨著 F 的變小而消失。又， $\bar{P}_2$ 與 F 的關係如圖 4.2 所示，由圖可看出，對同一 a_c 值， $\bar{P}_2/R$ 會隨著 F 的增加而單調地減少。另外，在圖中雖無顯示，但 $\bar{P}$ 會與 $\bar{P}_2$ 呈現相同的關係。可是，針對同一 F 值，假使 a_c 的值產生變化時， $\bar{P}$ 與 $\bar{P}_2$ 會有不同的表現。圖 4.3 所示者即是當 M 或 K 值發生變化時對 Y/R 值的影響。

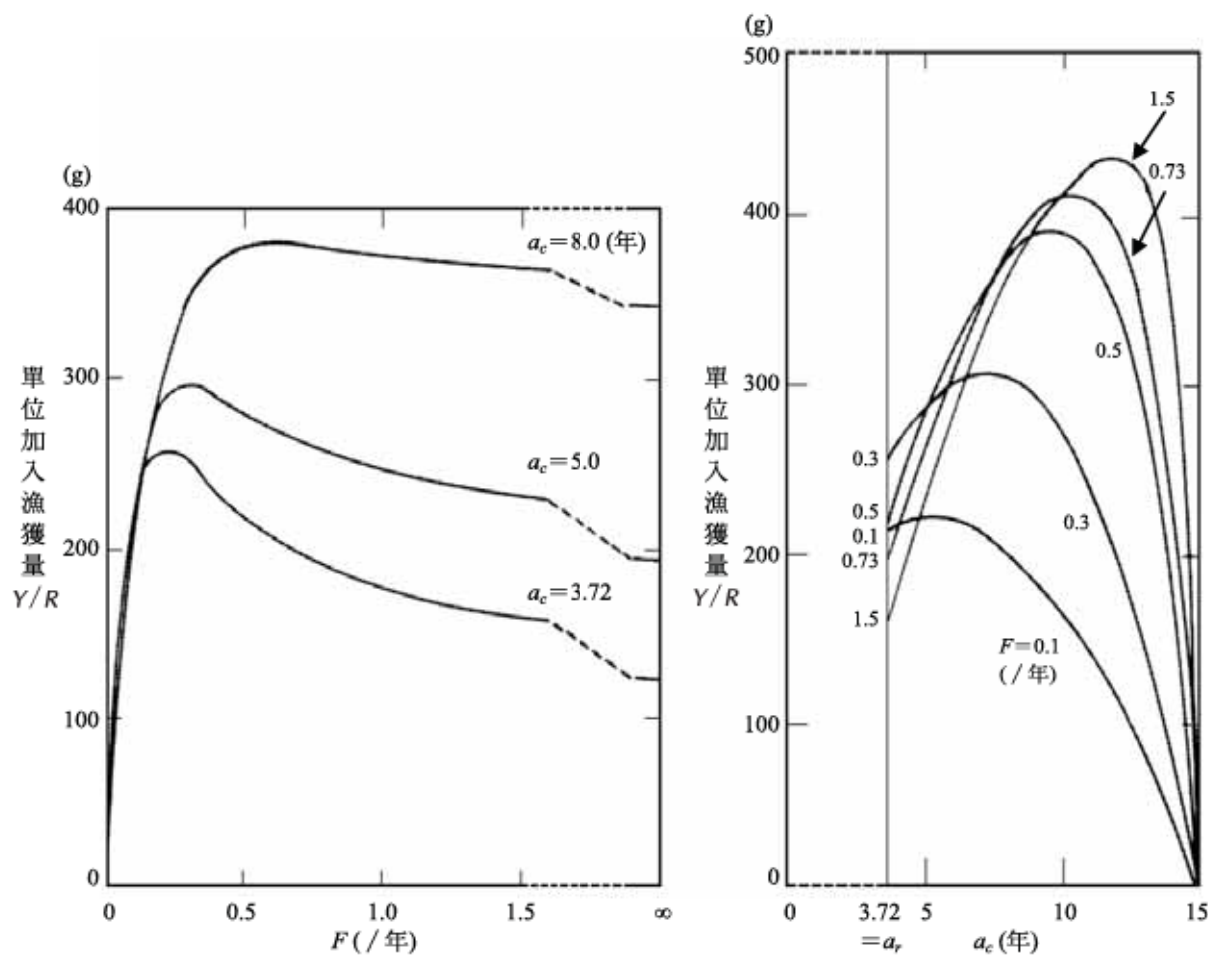


圖 4.1 北海高眼鰈的單位加入漁獲量 (引用自 Beverton and Holt, 1957)

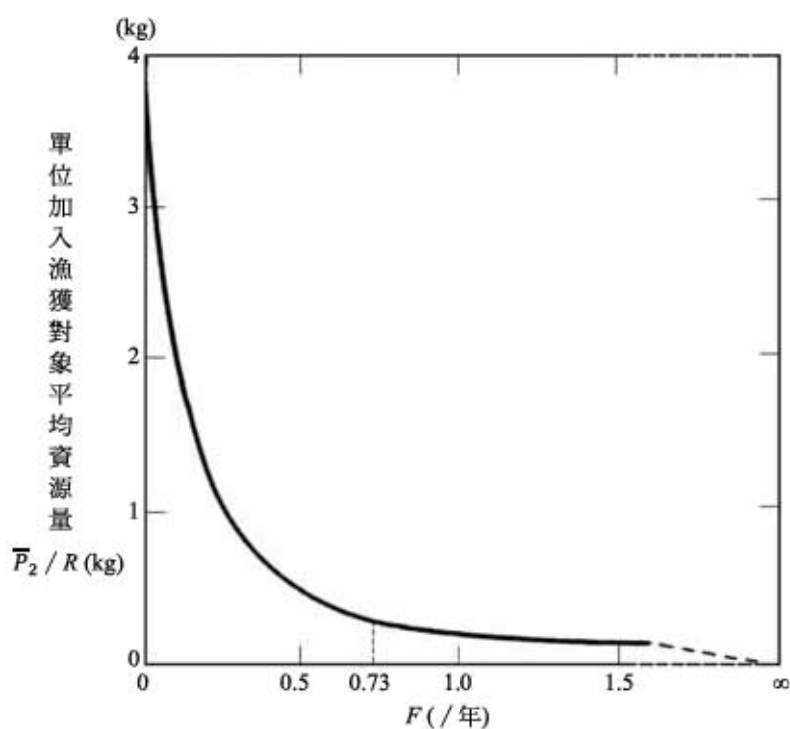


圖 4.2 北海高眼鰈的 F 與 $\bar{P}_2/R$ 的關係。此係採用現行值來計算（引用自 Beverton and Holt, 1957）

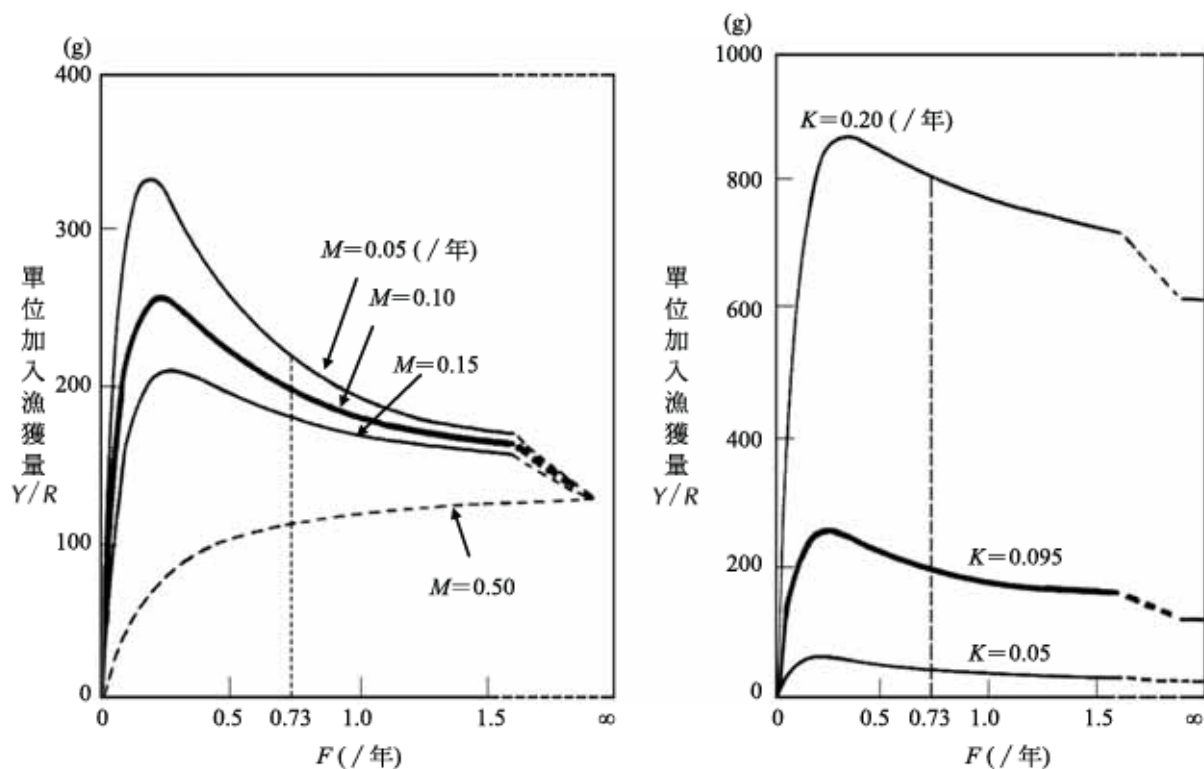


圖 4.3 M 或 K 值的變化對 Y/R 的影響（根據北海高眼鰈的資料描繪）。粗線係利用推估值來描繪（引用自 Beverton and Holt, 1957）

(4.7) 式中，將 (Y, F, a_c) 以 3 維空間表示時，所呈現的形狀為曲面。因 3 維空間較難理解，若將之以猶如地圖等高線之方法來表示，即為等漁獲量線圖。 $\bar{P}$ 與 $\bar{P}_2$ 也同樣可以等量線圖來描述。圖 4.4 所示為高眼鰈的等漁獲量曲線圖，圖中的 $\bullet$ 表示現狀的位置。由此圖可瞭解到下列諸事項：漁獲開始年齡為 3.75 歲，漁獲係數高達 0.73。若漁獲係數不變，將漁獲開始年齡提高到近 2 倍的 7 歲時，漁獲量約可提升 1.75 倍。另一方面，若不改變漁獲開始年齡而將漁獲係數減少一半，則漁獲量僅能增加現狀的 2 成而已。

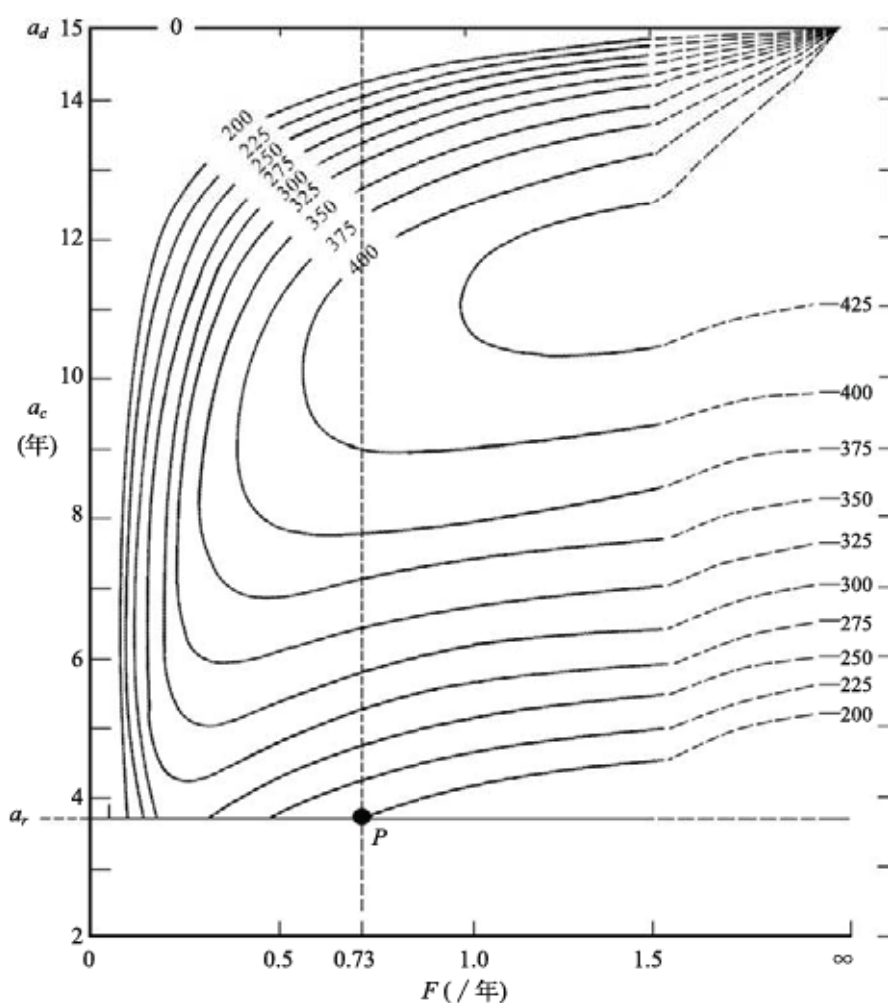


圖 4.4 北海高眼鰈的等漁獲量曲線圖。圖中的數字表示 $Y/R(g)$ ， $\bullet$ 代表資源現狀（引用自 Beverton and Holt, 1957）

4.3 非平衡狀態下的漁獲量

通常，漁業會年年產生變化，所以無法設定是處於平衡狀態的，縱然假設現況是平衡狀態，但若導入新的管理措施，至少在達到新的平衡狀態之前，漁業是處於非平衡狀態的。因此，有必要考慮非平衡狀態下的漁獲量。

非平衡狀態下的漁獲量，可使用年齡別的每 1 尾漁獲重量來計算。為求單純，設 a_r 、 a_c 、 a_d 均為自然數，並以 $Y_{a,t}$ 表示曆年 t 年的 $a (=a_r, a_r+1, \dots, a_d-1)$ 歲魚的年間漁獲量、 $y_{a,t}$ 表示每 1 尾的漁獲重量、 $F_{a,t}$ 表示漁獲係數，則 $Y_{a,t}$ 及其合計 Y_t 可以下列算式來表示：

$$Y_{a,t} = y_{a,t} N_{a,t} \quad (4.11a)$$

$$Y_t = \sum_{a=a_r}^{a_d-1} Y_{a,t} \quad (4.11b)$$

從 (4.3) 式， $y_{a,t}$ 可表示為：

$$y_{a,t} = F_{a,t} W_{\infty} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\Omega_n \exp\{-nK(a-a_0)\}}{F_{a,t} + M + nK} [1 - \exp\{-(F_{a,t} + M + nK)\}] \quad (4.12)$$

年間平均的漁獲對象資源量 $\bar{P}_{2,t}$ 等也可以此算式推算出來。

若在平衡狀態下， F 值一定，而 $F_{a,t} = F$ ($a_c < a$)， 0 ($a < a_c$)，則可以下列算式計算：

$$N_{a,t} = \begin{cases} R \exp\{-M(a-a_r)\} & (a_r \leq a < a_c) \quad (4.13a) \\ R \exp\{-M(a-a_r) - (F+M)(a-a_c)\} & (a_c \leq a < a_d) \quad (4.13b) \end{cases}$$

若為非平衡狀態，則可使用下式來依序計算。

$$N_{a,t} = \begin{cases} R_t & (a = a_r) \quad (4.14a) \\ N_{a-1,t-1} \exp\{-F_{a,t} - M\} & (a_r < a \leq a_d) \quad (4.14b) \end{cases}$$

圖 4.5 為以高眼鰈為例，假設現況為平衡狀態、未來的加入量也是一定，某年以後的 a_c 由目前的 3.75 歲提高到 5 歲時，其後年漁獲量的變動情形。可以看出導入限制措施之初，漁獲量會暫時減少，接著就會逐漸恢復；而且未來的漁獲量將會大幅超過目前的水準。之所以會暫時減少，除了因為稚齡魚未被捕獲外，資源狀態也無法馬上恢復。換句話說，資源管理是一項需要長期推動的工作。

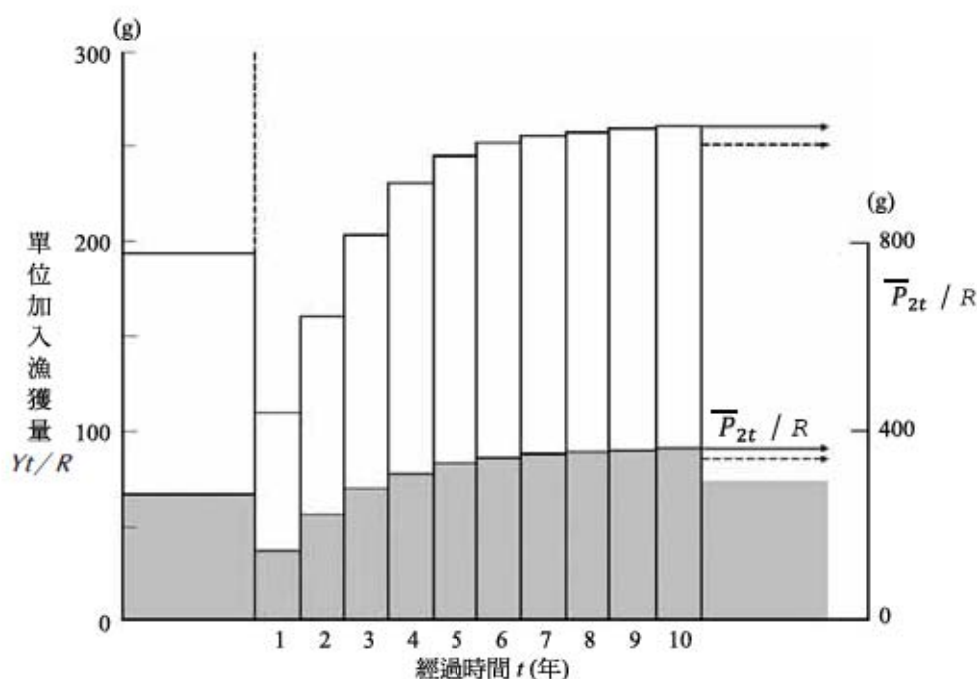


圖 4.5 將北海高眼鰈漁獲開始年齡 a_c 由 3.75 歲提高到 5 歲後， Y_t/R 與 $\overline{P}_{2t}/R$ 的變化 (引用自 Beverton and Holt, 1957)

4.4 再生產曲線

4.2 節所述是假設加入量的數量保持穩定，但可料想得到，如果親魚的資源量有所增減，加入量也會隨著改變。因此，先考慮一年級群從出生到加入期間的減少過程。達到 a ($0 \leq a \leq a_r$) 年齡的魚的數量以 N_a 表示，剛出生時的數量，即產卵量，以 E 表示。隨著每單位時間的 N_a 的變化，可以下列微分方程式來表示。

$$\frac{dN_a}{da} = -M_a N_a \quad (4.15)$$

此處之 M_a 為 a 歲時的自然死亡係數，有關 M_a ，可考慮採用下列 2 種模式：

$$M_a = \begin{cases} \alpha + \beta E & (4.16a) \\ \alpha + \beta N_a & (4.16b) \end{cases}$$

此處之 α 為常數 (>0)、 β 為係數 (>0)。(4.16a) 式為死亡率隨產卵時的密度而改變的模式。適合套用此模式的魚種為鮭魚類。鮭魚回歸到母川中產卵，而產卵床一般是有湧泉、冬季也不會結冰的場所，此等場所並不寬廣。陸續到達產卵床的鮭魚，因不斷的在相同的地方挖掘砂礫產卵，產卵量一增多，死亡率就變大。(4.16b) 式則是死亡率

與當時的資源密度成比例增加的模式。只能平面地利用海洋的魚種，例如底棲魚類等，密度效應被認為是有效的。

當 $a=0$ ， $N_a=E$ 、 $a=a_r$ 時，在 $N_a=R$ 的條件下，解 (4.15) 式

$$R = \begin{cases} \alpha_R E \exp(-\beta_R E) & (M_a = \alpha + \beta E) \end{cases} \quad (4.17a)$$

$$R = \begin{cases} \frac{1}{\alpha_{BH} + \frac{\beta_{BH}}{E}} & (M_a = \alpha + \beta N_a) \end{cases} \quad (4.17b)$$

於此，

$$\alpha_R = \exp(-aa_r), \beta_R = \beta a_r \quad (4.18a)$$

$$\alpha_{BH} = \beta \{ \exp(aa_r) - 1 \} / \alpha, \beta_{BH} = \exp(aa_r) \quad (4.18b)$$

(4.17a) 式稱為 Ricker 型再生產曲線，而 (4.17b) 稱為 Beverton and Holt 型再生產曲線。如同圖 4.6 所描繪，Ricker 型再生產曲線具有峰 (peak)，但 Beverton and Holt 型再生產曲線則為漸近線。又，因為 E 可當作親魚資源尾數或可認為與親魚資源重量成比例，所以，有許多例子是以之取代 E 來使用的。

(4.17a) 與 (4.17b) 式可分別改成下列二式，且大多利用最大概似推估法等來推估參數。利用此關係式來推估阿拉斯加卡拉克 (karak) 河中紅鮭的例子如圖 4.7 所示。

$$\ln \left(\frac{R}{E} \right) = \ln \alpha_R - \beta_R E \quad (4.19a)$$

$$\ln \left(\frac{R}{E} \right) = - \ln (\beta_{BH} + \alpha_{BH} E) \quad (4.19b)$$

如果成長式的參數或自然死亡係數的值不會隨密度效應而改變，而且， E 會與平均資源重量 P 成比例，則

$$E = \gamma R \tilde{P} \quad (4.20)$$

此處之 $\gamma (>0)$ 為係數、 $\tilde{P}$ 為每單位加入量平均資源量，即由 (4.9) 算出的 $\bar{P}$ 除以

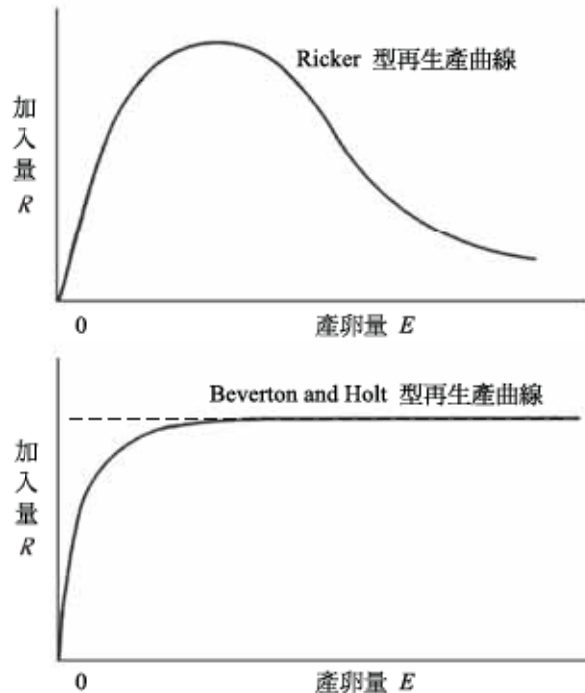


圖 4.6 Ricker 型與 Beverton and Holt 型再生產曲線的形狀

R 得到的值，亦即 $\bar{P}/R$ 。將 (4.20) 式分別代入 (4.17a)~(4.17b) 式中來解，則變成：

$$R = \begin{cases} \frac{1}{\gamma\beta_R\bar{P}} \ln(\gamma\alpha_r\bar{P}) & (M_a = \alpha + \beta E) \\ \frac{1}{\gamma\beta_{BH}} \left(1 - \frac{\beta_{BH}}{\gamma\bar{P}}\right) & (M_a = \alpha + \beta N_a) \end{cases} \quad (4.21a)$$

$$(4.21b)$$

R 變成每單位加入量資源量 $\bar{P}$ 的函數，因此， R 也成為 F 與 a_c 的函數。將 (4.21a) 或 (4.21b) 式代入 (4.7) 式，則可求得將加入量的密度從屬變化納入考量的漁獲式，而且，經由成長殘存模式，也可計算 MSY。但因有許多個體的成長會隨資源密度而變化，所以，縱然推論是正確的，惟仍需特別注意此單純的處理是否適宜的問題。

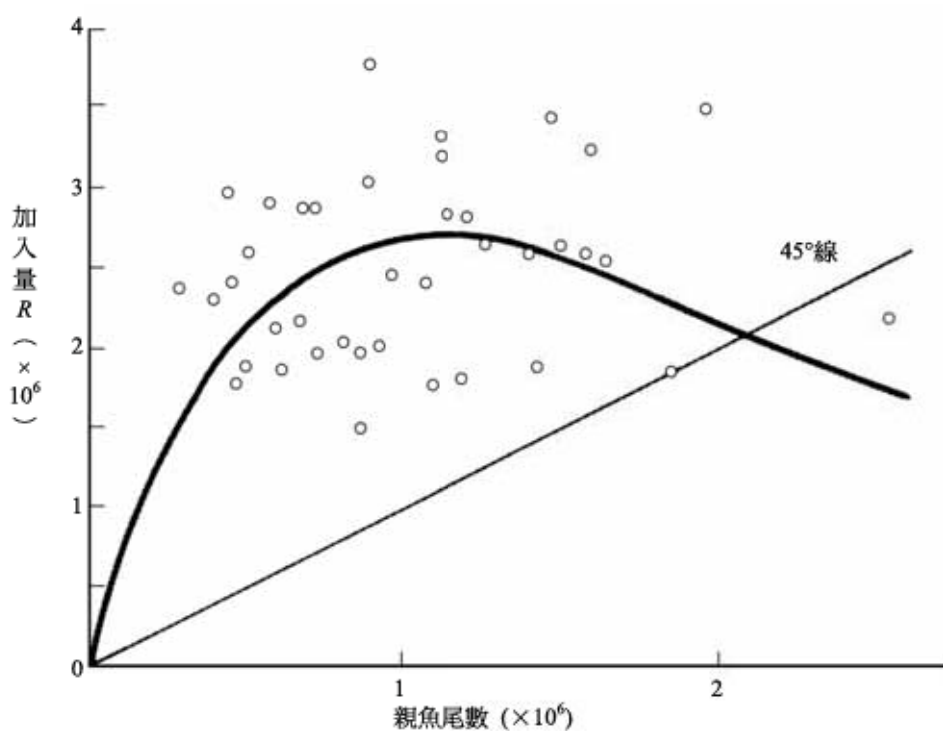


圖 4.7 阿拉斯加卡拉克 (Karak) 河中紅鮭的親子關係 (引用自田中, 1960)

一般而言，利用再生產曲線時必須非常小心。理由是，首先，系群判別本身的困難度。如系群乙節中所述，水產資源學所考慮的系群，大都是具備遺傳學上相同特性的個體群。但現在我們並不能證明此處所考慮的再生產關係是否具有真正的親與子關係！



其次，要正確的推估再生產曲線是非常困難的。不論是加入量或親魚資源量，均為推估值，而且，都有無法忽視的誤差存在。也就是說，不得不在考慮從屬變數也含有誤差的情況下，來進行推估。另外，在資源量大的地方，因為數據較少，推估值會被拖引到點數少的地方。事實上，只要資源無法大幅恢復，是不可能獲得此範圍內的資料。

再者，估算未來的資源量時，再生產曲線就會發揮顯著的功能。看圖 4.6 即可瞭解，當 E 小時， R 大致與 E 成比例增加。當資源處於如此狀態下，使用再生產曲線來進行預測時，親魚只要稍微恢復， R 就會增加，而這又有助於親魚資源的恢復，結果資源變成幾何級數的恢復。但是，有時也會發生相反的情形。而實際上，加入量會因為環境變動的影響而呈現上下波動，總之，無論是哪種結果，都是很難令人信服吧！

比較容易適用再生產曲線的魚種，大概是鮭、鱒類或鯨類。鮭鱒會回到母川，所以，親子關係相當確定。若要考慮在最近的將來，例如，今後的 10 年間，進行管理的話，縱然在河川與河川間有些許的混合，也是可以忽視。就此點而言，鯨類也是相當清楚的，而且，是屬於受環境變動影響較小的資源。

第5章 剩餘生產模式



Russell 曾嘗試利用加入、成長、自然死亡及漁獲等 4 項因素來說明資源的增減，但如同 Russell 的方程式乙節中所述，若原原本本的使用之，會找不到與其相對應的資料。為此，較成長殘存模式先提出的即為剩餘生產量模式。此模式的原型可參閱 Graham (1953) 的論文；又，這也是由 ICES 所提出。其後，此模式中的推估方法由 Schaefer (1954) 等人研究出來。剩餘生產量模式又包括 logistic、Gompertz、Pella and Tomlinson 等 3 種資源動態模式。

5.1 剩餘生產量模式的假設

Russell 利用加入、成長、自然死亡及漁獲等 4 項因素來說明資源的增減，而剩餘生產量模式則是把除了漁獲這個人為因素以外的其他三項，整合為自然增加量一個因素。將加入、成長、自然死亡之總和，以資源量的函數來表示，並將其視為資源量的增加因素，而漁獲則為減少因素，二者間的差，即為資源量的年變動量。與成長殘存模式相較，此模式並非解析性，而且，也無法評估體長限制對小型魚的保護效果。

但是，此模式不需要大量的資料，而且，又直接與漁獲量或 CPUE 等搭配，姑且不說參數的推估值，有關預測值方面，也不容易有發生與實際值誤差相當大的情形。因此，剩餘生產量模式至少具備佐證成長殘存模式解析結果的功能。事實上，後述之 Schaefer 模式 (剩餘生產量模式之一) 到現在之所以仍被利用的原因，就是其所得到的結果，與成長殘存模式解析結果頗為一致 (鈴木, 1983)。雖說如此，但因為是整合應該考慮的因素，所以，對其前提，必須事先充分考量才行。以下，先說明動態模式的假設。

四項基本假設為：

1. 封閉性漁場
2. 資源的反應無時間的延遲
3. 漁獲開始年齡不變
4. 年齡組成的變化與資源的增減無關

假設 1 同時應用於成長殘存模式。剩餘生產量模式中的資源也是指成為漁獲對象的全體資源而言，並不是僅包括其中的一部分而已。

假設 2 是指，成長及加入的增重是取決於該年的資源量。不過就實際狀況來看，源自成長的增重效果或許與該年的資源量相關，但源自加入的增重效果卻不一定由該年的

資源量所決定。當然，加入量應該是由親魚數決定的，只是從出生到成為漁獲對象為止，有時要經過好幾年。然而，如果資源量的變化是緩慢的，則從近似面來看，也可認為假設 2 是成立的。

而且，小魚時即被捕獲，與變成大魚後才被捕獲，二者就加入而引起的增重效果而言，是不同的。因小魚時即被捕獲，則殘存下來長成大魚的數量也會變少，當然，由成長而引起的增重效果也不一樣。不過如果假設 3 成立的話，就不會產生上述的問題。

產卵親魚的數量會受到作為加入群而殘存下來的年級群的大小所左右，而此年齡組成的不同會使源自成長的增重效果產生差異。假設 4 的含意即是表示這種影響不存在。另外，在推估參數時，還需有第 5 項前提，即假設：

5. 漁具效率 q 維持不變。

5.2 剩餘生產量模式的資源動態模式

將 $t(\geq 0)$ 年的資源量以 $P_t(\geq 0)$ 、環境承載力以 $K(>0)$ 表示，來考慮資源隨時間的變動情形。若資源未達飽和而持續增加，而且，增加率是一定的話，則每單位時間內，資源的增加量與資源成比例，且資源的時序列變化可以下式來表示：

$$\frac{dP_t}{dt} = rP_t \quad (5.1)$$

此處之 r 表示自然增加率（以年為單位）。但此方程式是無法解的，因為只要 $P_t > 0$ ，則資源量的增加量 rP_t 就永遠不會變成零。所以，資源量就會無限制的增加，不會飽和，這與實際狀況並不相符。

如同 4.1 節中所述，因各個體的棲息環境會隨著資源量的增加而惡化，因此，自然增加率的值應該會隨著資源量的增大而減少；亦即若再加上密度效果導致的抑制效應，則資源量的時序列變化可以下式來表示：

$$\frac{dP_t}{dt} = rf(P_t)P_t \quad (5.2)$$

其中， $f(P_t)(\geq 0)$ 表示抑制項目。

又，如上節所述，當 $P_t=0$ 或 $P_t=K$ 時，資源的時序列增加量為零，就數學上而言，無論是 $P_t=0$ 或 $f(0)=0$ ，則 $dP_t/dt=0$ 。然而假使密度降低，各個體的棲息環境轉好，

則假設：

$$f(0) > 0 \quad (5.3)$$

是沒問題的。而且，當資源量達到環境承載力 K 時，資源就不再增加，所以，

$$f(K) = 0 \quad (5.4)$$

也應該是成立的。另外， $f(P_t)$ 值應該會隨著 P_t 的增加而減少。

能夠滿足此條件最簡單的 $f(P_t)$ 式為：

$$f(P_t) = 1 - \frac{P_t}{K} \quad (5.5)$$

此式係表示直線減少的式子，也就是生態學上有名的 logistic 模式。另外還有 1 個簡單的 $f(P_t)$ 式，即：

$$f(P_t) = \ln\left(\frac{K}{P_t}\right) \quad (5.6)$$

此即人口學上有名的 Gompertz 模式。

至於 Pella and Tomlinson (1969) 模式則是涵蓋了上述 2 式的一般化模式，並具有

$$f(P_t) = \alpha - \beta \left(\frac{P_t}{K}\right)^\gamma \quad (5.7)$$

的形狀。但，

$$\alpha = \beta = 1, (\gamma > 0) \quad (5.8a)$$

$$\alpha = \beta = -1, (-1 < \gamma < 0) \quad (5.8b)$$

當 $\gamma \rightarrow 0$ 時，則 (5.7) 式會近似 Gompertz 模式。因此，改變 γ 值，即可述明 logistic 及 Gompertz 等多種模式。

為了調查自然增加率 $rf(P_t)$ 會變成何種曲線，使用各種 γ 值描繪出的圖如圖 5.1 所示。圖 5.2 則代表資源量隨著時間而變動的情形。因為資源量的增加呈 S 狀，所以，將此曲線稱為 Sigmoid 曲線（請參照 5.4 節）。

有漁撈行為時，資源量的時序列變化可以下式來表示：

$$\frac{dP_t}{dt} = rf(P_t) P_t - y_t \quad (5.9)$$

若給予 y_t ，則可以 (5.9) 式來描述資源動態，因此，漁具效率無須維持不變。 y_t 代表每單位時間內的漁獲量，可以下式來表示：

$$y_t = q_t X_t P_t \quad (5.10)$$

此處之 q_t 與 X_t 分別表示漁具效率 (每單位努力量) 與努力量 (每單位時間努力量)，而年間漁獲量則為 y_t 的積分。

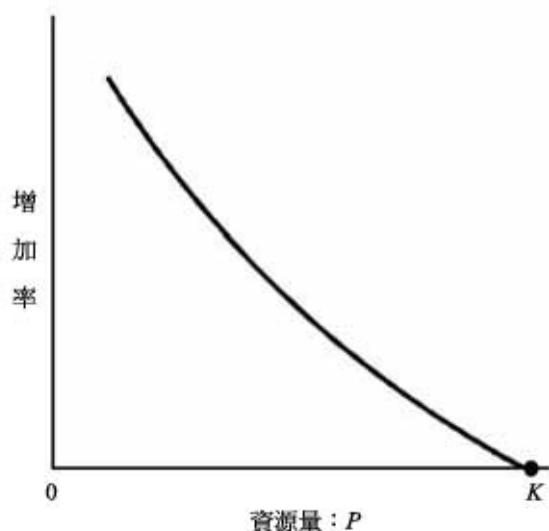


圖 5.1 資源量與自然增加率

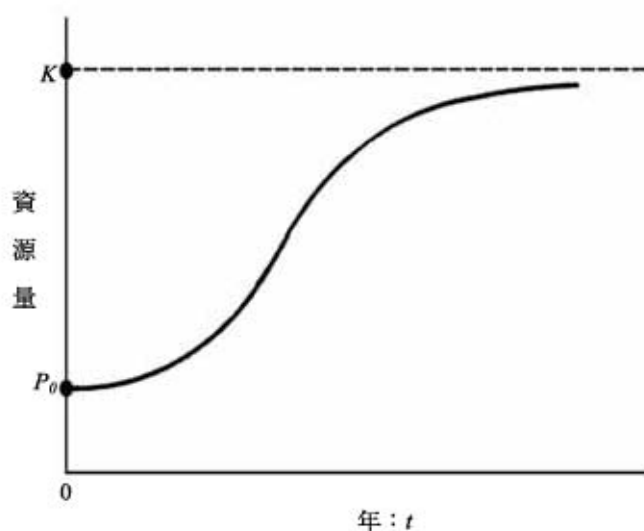


圖 5.2 資源量的時序列變化

5.3 持續生產量 (SY)

資源量沒有隨著時間變化時，稱為平衡狀態。換句話說，平衡的條件即為資源量不會隨著時間而變化，即：

$$\frac{dP_t}{dt} = 0 \quad (5.11)$$

在此狀態下， $P_t = P$ (一定)。而 P 為平衡資源量，且在該時所得到的漁獲量即為平衡漁獲量。而當資源量會隨著時間而連續變化時， $y_t = y$ (一定)，所以由 (5.9) 與 (5.11) 式可得

$$\begin{aligned} rf(P)P - y &= 0 \\ \therefore y &= rPf(P) \end{aligned} \quad (5.12)$$

因此，年間平衡漁獲量 Y 變成 $y \times 1 \text{ 年} = y$ 。依此，

$$Y = rPf(P) \quad (5.13)$$

所以，此平衡漁獲量即為持續生產量 (SY)，同時，此亦為表示資源量與持續生產量關係的式子。為計算最大持續生產量 MSY，需使用極大條件。即將 (5.13) 式對 P 微分，並令之等於零，則

$$\frac{dY}{dP} = rf(P) + rP \frac{df}{dP} = 0 \quad (5.14)$$

再將 (5.5)、(5.6) 及 (5.7) 式分別代入(5.14)式，可將 MSY 時的資源量 (MSYL; MSY Level) 以數學式來表示，將其值代入 (5.13) 式時，即可以數學式來表示 MSY。

茲舉 1 例，來說明 logistic 模式的情形。由 (5.14) 式，

$$\frac{dY}{dP} = r \left(1 - \frac{P}{K} \right) + rP \left(-\frac{1}{K} \right) = 0$$

$$\therefore \text{MSYL} = \frac{K}{2}$$

將之代入 (5.13) 式，則變成：

$$\text{MSY} = r \frac{K}{2} \left(1 - \frac{K/2}{K} \right) = \frac{rK}{4}$$

其他模式的推算結果，如表 5.1 所示。另外，從上述諸模式求得之平衡漁獲量與平衡資源量間的關係，如圖 5.3 所示。由此圖可知，隨著 γ 值的變小，MSYL 會朝向低水準的方向移動。

表 5.1 MSY 與當時的資源量 (MSYL)

模式	MSY	MSYL
logistic	$\frac{rK}{4}$	$\frac{K}{2}$
Gompertz	$\frac{rK}{e}$	$\frac{K}{e}$
Pella and Tomlinson	$rK \gamma (1+\gamma)^{-1-1/\gamma}$	$K(1+\gamma)^{-1/\gamma}$

如果 q_i 維持一定，即 q ，則可將平衡資源量以努力量的函數來表示。即由 (5.14) 與 (5.10) 式導出

$$qX = rf(P) \quad (5.15)$$

將 (5.5)~(5.7) 式代入此式來解 P ，則可將 P 表示成努力量的函數。而給予 MSY 的努力量也可藉由極大條件來求得，其結果如表 5.2 所示。

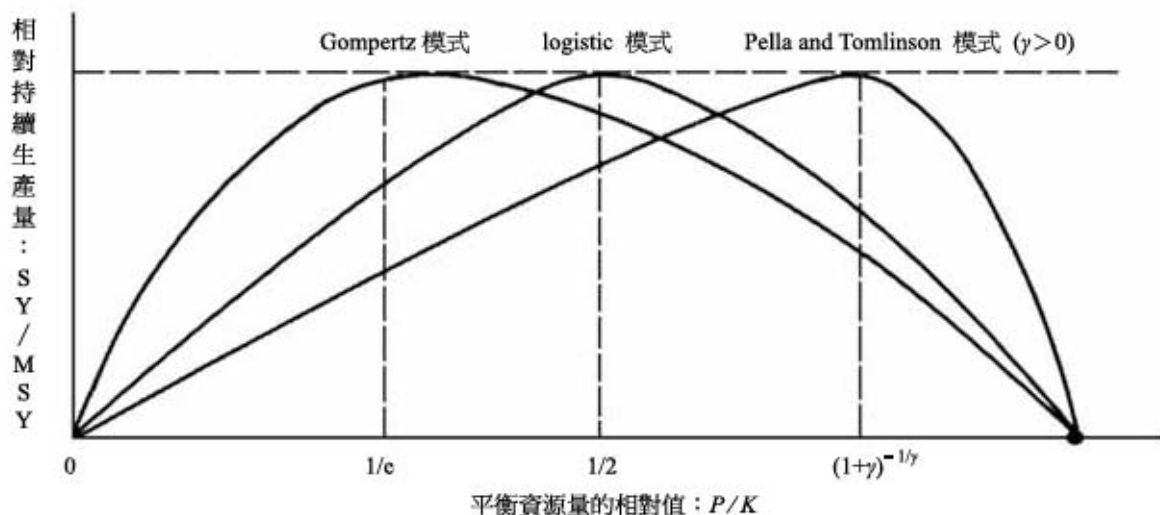


圖 5.3 平衡資源量與持續生產量的關係

表 5.2 平衡資源量 P 與平衡漁獲量 Y

模式	平衡資源量	平衡漁獲量
logistic	$K \left(1 - \frac{qX}{r}\right)$	$qKX \left(1 - \frac{qX}{r}\right)$
Gompertz	$K \exp \left\{ -\frac{qX}{r} \right\}$	$qKX \exp \left\{ -\frac{qX}{r} \right\}$
Pella and Tomlinson	$K \left\{ 1 - \text{SGN}(\beta) \frac{qX}{r} \right\}^{1/\gamma}$	$qKX \left\{ 1 - \text{SGN}(\beta) \frac{qX}{r} \right\}^{1/\gamma}$

5.4 資源量的時序列變化

首先，來處理最簡單的 logistic 模式。在此場合下，在 X_t 或 q_t 呈現連續變化的情況下，要求得 P_t 的解析解也是相當困難的。於此，考慮漁業行為是終年進行的，且

$$X_t = X, q_t = q \text{ (一定)} \quad (5.16)$$

的情況。將 (5.5) 與 (5.10) 式代入 (5.9) 式後，再將上式代入，則可得：

$$\frac{dP_t}{dt} = rP_t \left(1 - \frac{P_t}{K}\right) - qXP_t \quad (5.17)$$

再將之改成變數分離型：

$$\left[\frac{1}{P_t} + \frac{\frac{r}{(r-qX)K}}{1 - \frac{rP_t}{(r-qX)K}} \right] dP_t = (r-qX)dt$$

並在 $t=k$ ($=0, 1, 2, \dots$) 及 $P_t=P_k$ 之條件下解之，則可得：

$$P_t = \frac{(r-qX) P_k \exp\{(r-qX)(t-k)\}}{(r-qX) + \frac{r}{K} P_k [\exp\{(r-qX)(t-k)\} - 1]} \quad (5.18)$$

利用 (5.17) 式，並假設 $0 < P_0 < K$ ， $X=0$ 時，所描繪之圖即為圖 5.2。

從 $t=k$ 到 $t=k+1$ 止，年間漁獲量的理論值 Y_k ，由 (5.10) 與 (5.18) 式可推得：

$$Y_k = \int_k^{k+1} y_t dt = qX \int_k^{k+1} P_t dt = \frac{qX}{(r/K)} \ln \left[1 + \frac{(r/K) P_k \{\exp(r-qX) - 1\}}{(r-qX)} \right] \quad (5.19)$$

而且，當 (5.18) 或 (5.19) 式中 $t \rightarrow \infty$ 時，即可很容易由表 5.2 確知，若 $qX < r$ ，則 P_t 或 Y_k 就會收斂。

由以上所求得的解析解是漁業終年進行的情形，如果漁期短，例如 1 個月左右的話，則漁期剛結束時的資源量可近似 $(P_k - Y_k)$ ，其後，到翌年漁期初始為止，無漁獲之壓力。而考慮 $P_k > Y_k$ 時，翌年漁期初始的資源量 P_{k+1} 可從 (5.18) 式得到：

$$P_{k+1} = \frac{K \exp(r)(P_k - Y_k)}{K + \{\exp(r) - 1\}(P_k - Y_k)} \quad (5.20)$$

漁期若短，漁獲率可以 $E_k = 1 - \exp(-qX_k)$ 來表示。利用此式又可導出不同於 (5.18) 式的變動模式。當然，平衡狀態的數學式也與表 5.2 所示者不同。

5.5 剩餘生產量模式的係數推估

5.5.1 假設平衡狀態的方法

假設 (1) 資源處於平衡狀態與 (2) 漁具效率維持一定是成立的，而本法係以假設 (1) 為前提，即將平衡資源量以努力量的函數來表示的方法，就如表 5.2 所示。

將 CPUE 以 u 來表示，且從 (5.10) 式可將之以下式來表示。

$$u = \frac{y}{X} = qP \quad (5.21)$$

再將之代入表 5.2 中所示的 P ，則 u 可以努力量的函數來表示。

因此，若可得到多組 (X, u) ，則可利用最小平方方法等來推估。而在 logistic 模式中，成為：

$$u = qK \left(1 - \frac{qX}{r}\right) = a + bX \quad (5.22)$$

$$a = qK \quad (5.23)$$

$$b = -\frac{q^2 K}{r} \quad (5.24)$$

即變成線形模式。如此般地，在平衡狀態下，假設 u 與 X 間為線性關係之模式，即所謂 Schaefer 模式 (Schaefer, 1957)。

同樣地，將 Gompertz 模式取對數，則變成下列之直線式。

$$\ln(u) = \ln(qK) - \frac{qX}{r} \quad (5.25)$$

使用此關係式，並假設數年間的資源量近似於平衡狀態，則可預備若干組 k 年的平均 (X, u) ，再考慮利用最小平方方法來推估的，即為 Fox (1970)。

又，在 Pella and Tomlinson 模式中，給予 γ ，則變成

$$u^\gamma = qK - q^2 K \operatorname{sgn}(\beta) \frac{X}{r} \quad (5.26)$$

即為線形。不知道 γ 值時，也可改變各種 γ 值，再來計算，以求出最適合資料的 γ 值。

此方法是假設每幾年即會達到不同的平衡狀態，一般而言，漁業長年在相同努力量水準下作業的話，就可以達到平衡狀態，但事實上，每幾年即會達到不同的平衡狀態的假設幾乎是不可能成立的。這項假設是在高性能電腦尚未被開發的年代，為簡化計算而提出來的。

5.5.2 不假設平衡狀態的方法—1

假設包括：(1) q 維持一定；(2) u_k 無觀測誤差及 (3) 在資源動態模式中，加上模式以外的隨機變動（過程誤差模式，process error model；例如，源自環境變動的誤差）。此

方法係將 (5.9) 式使用差分近似式

$$P_{k+1} - P_k = rf(P_k) P_k - Y_k \quad (5.27)$$

再將過程誤差 ε_k 加入表示資源變動的 (5.27) 式中，並以

$$P_{k+1} - P_k = rf(P_k) P_k - Y_k + \varepsilon_k \quad (5.28)$$

$$\varepsilon_k \sim N(0, \sigma^2) \quad (5.29)$$

來考慮資源變動的場合。以及利用下列 CPUE 的近似式

$$u_k = qP_k \quad (5.30)$$

再將 (5.30) 式代入 (5.28) 式，則可得：

$$u_{k+1} = u_k + rf\left(\frac{u_k}{q}\right) u_k - qY_k + q\varepsilon_k \quad (5.31)$$

例如，logistic 模式會變成：

$$u_{k+1} = u_k + ru_k \left(1 - \frac{u_k}{qK}\right) u_k - qY_k + q\varepsilon_k = (1+r) u_k - \frac{r}{qK} u_k^2 - qY_k + q\varepsilon_k \quad (5.32)$$

再將 u_k 、 u_k^2 及 Y_k 分別看成說明變數，並將 u_{k+1} 看成從屬變數，則成為 (5.32) 直線式。於此，利用複迴歸分析來推估參數。

此方法的優點即為將模式之外的隨機變動加到資源動態模式上，但仍存在與成長式中求得之定差式是否適用最小平方法之同樣問題。如果有觀測誤差，則說明變數中也會變成有觀測誤差，結果，就會與最小平方法之前提有所抵觸。因此，此方法是利用於觀測誤差可被忽視時的一項方法。

5.5.3 不假設平衡狀態的方法—2

首先，為了讓各位對此推估方法有印象，所描繪出的圖即為圖 5.4。圖中的點為漁獲量，實線為觀測值，虛線為理論值，亦即是將理論值穿梭於觀測值內外來推估參數的方法 (Pella and Tomlinson, 1969)。

假設包括：(1) q 維持一定；(2) 資源動態模式中不加上隨機變動；(3) Y_k 中無觀測誤差。

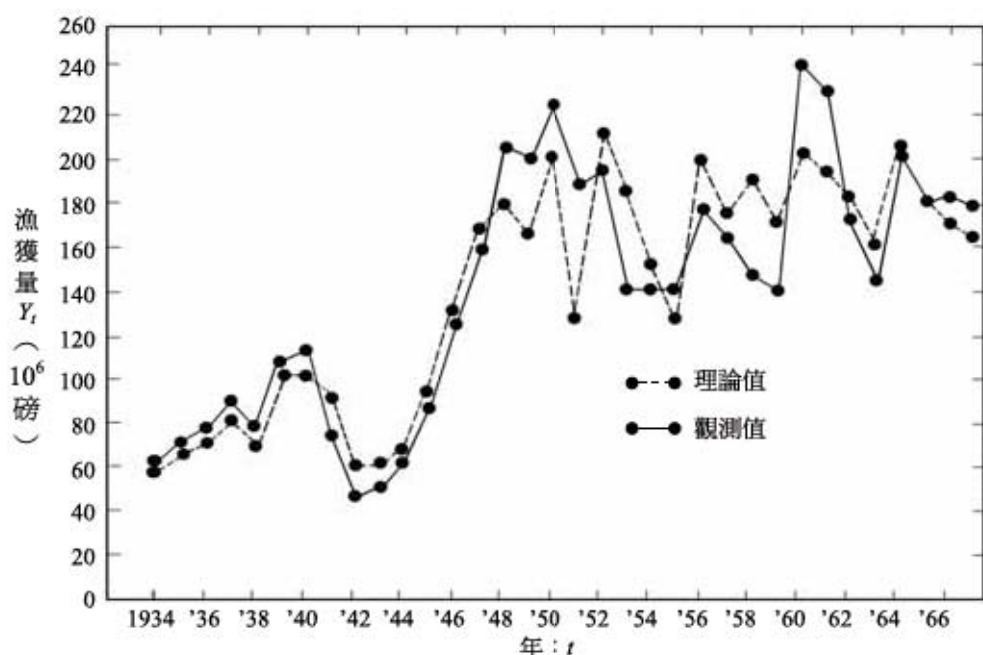


圖 5.4 東太平洋黃鰭鮪魚獲量的觀測值與理論值 (Pella and Tomlison, 1969)

使用 (5.18) 與 (5.19) 式，可將 $k (=0, 1, 2, \dots)$ 年與 $(k+1)$ 年的年初資源量間的關係，以及年間漁獲量以下式來表示。

$$\hat{P}_{k+1} = \frac{(r - qX_k)\hat{P}_k \exp(r - qX_k)}{(r - qX_k) + \frac{Y}{K}\hat{P}_k\{\exp(r - qX_k) - 1\}} \quad (5.33)$$

$$\hat{Y}_k = \frac{qX_k}{(r/K)} \ln \left[1 + \frac{(r/K)\hat{P}_k\{\exp(r - qX_k) - 1\}}{(r - qX_k)} \right] \quad (5.34)$$

此處之 X_k 為努力量。若給予參數 (r, K, P_0, q) 與 X_k ，則可計算出 $\hat{P}_k$ 或 $\hat{Y}_k$ 。另，若漁獲量的觀測值 Y_k 對數為如下列之常態分布的隨機變數時，

$$\ln(Y_k) \sim N(\hat{Y}_k, \sigma^2) \quad (5.35)$$

則對數概似度可以下式表示：

$$LL = -\frac{1}{2} \sum \left[\ln(2\pi\sigma^2) + \frac{\{\ln(Y_k) - \ln(\hat{Y}_k)\}^2}{\sigma^2} \right] \quad (5.36)$$

未知參數 (r, K, P_0, q) 的值可以最大概似推估法來推估。其解可利用 Simplex 法或

Marquardt 法來試試。推估值的誤差評估可利用概似度比會漸近地依 χ^2 分布的特性，或用 Bootstrap 法來進行。以上係用目的函數來推估的一種方法。假設 (3) 為 X_k 或 u_k 有觀測誤差時，可以 Y_k 來替換。與此類似之模式也利用在鮪類或鯨類上。

近年來由於電腦的普及，使用如上所述的目的函數來推估的手法，至少在研究領域已成為主流。從假設也可得知，此方法的優點是縱然漁獲量等觀測值有誤差亦無妨，但相反的，缺點是資源動態模式中無法加上隨機變動。

5.5.4 數值例

北太平洋東北部、北美大陸西岸等水域的狹鱗庸鰈 (*Hippoglossus stenolepis*) 漁業，從 1930 年代起，就開始實施經過自然科學暨社會科學實證的漁獲量管理限制措施，並被認為在 1950 年代就已經實現 MSY，是經常被水產資源學的教科書引用的著名成功案例。表 5.3 所示為狹鱗庸鰈漁業的管理海區 2 (以加拿大沿岸為中心的海區) 中，從 1910 年到 1984 年，共 75 年間的漁獲量、CPUE 及漁獲努力量資料。使用 logistic 資源動態模式，並假定 (1) 假設資源為平衡狀態的方法；(2) 複迴歸方法以及 (3) 目的函數的各種方法等皆適用於上述各項資料，其概要推估結果如表 5.4~5.5 及圖 5.5~5.6 所示。

第 (1) 項方法可用來推算每 3 年的 u_t 與 X_t 的平均值。前後共 75 年，所以有 25 組 (u, X) 可利用。第 (3) 項方法假設：

A (K 一定)： K 在全期間維持一定

B (K 變動)：1960 年以後為 K ，但以前是 K'

再以 (2) 來計算。Case B 是預先設定環境的變化，但有時也適用第 (2) 項方法，將此留給諸君當作習題。

表 5.4 所示者為推估參數值，表 5.5 為利用這些推估值所計算出的 MSY 等數值。圖 5.5 描繪的是殘差 plot，圖 5.6 為 P_k / K 值的推移。

針對這些結果的檢討，如果能從資源評估的歷史經緯及管理效果來考慮的話，是非常有意思的。狹鱗庸鰈的資源尾數方面，有 VPA 的分析結果 (請參照圖 8.8 及 Deriso and Quinn, 1983)，個體的成長 (圖 3.2) 方面，也有相關研究。動態及統計模式的前提、狹鱗庸鰈的生物學與管理等問題要討論也討論不完，有關其解釋等留給各位讀者去探討。特別希望有志於水產資源學者，好好思考。

表 5.3 管理海區 2 中狹鱗庸鰈的漁獲量、CPUE 及漁獲努力量

年	漁獲量 (10 ⁶ lbs.* ¹)	CPUE (lbs./skate* ²)	努力量 (10 ³ skate)	年	漁獲量 (10 ⁶ lbs.* ¹)	CPUE (lbs./skate* ²)	努力量 (10 ³ skate)
1910	51.0	270.3	188.7	1948	27.6	89.4	308.7
1911	56.1	236.4	237.3	1949	26.0	86.1	302.0
1912	59.6	175.6	339.4	1950	26.6	87.8	303.0
1913	55.4	128.3	431.8	1951	30.3	86.8	349.1
1914	44.5	123.7	359.7	1952	30.5	92.5	329.7
1915	44.0	117.4	374.8	1953	32.5	129.7	250.6
1916	30.3	114.2	265.3	1954	36.2	139.8	258.9
1917	30.8	81.3	378.8	1955	27.4	123.0	222.8
1918	26.3	87.1	302.0	1956	34.8	133.0	261.7
1919	26.6	81.8	325.2	1957	30.2	101.4	297.8
1920	32.4	83.7	387.1	1958	30.0	102.1	293.8
1921	36.6	76.5	478.4	1959	30.4	99.6	305.2
1922	30.5	62.4	488.8	1960	31.5	107.7	292.5
1923	28.0	56.7	493.8	1961	28.6	96.8	295.5
1924	26.2	55.4	472.9	1962	28.4	94.7	299.9
1925	22.6	51.2	441.4	1963	26.0	80.2	324.2
1926	24.7	51.7	477.8	1964	19.5	77.8	250.6
1927	22.9	48.8	469.3	1965	24.2	87.6	276.3
1928	25.4	47.3	537.0	1966	23.2	83.3	278.5
1929	24.5	38.6	632.7	1967	19.6	81.5	240.5
1930	21.4	34.3	623.9	1968	16.3	86.6	188.2
1931	21.6	38.3	564.0	1969	22.3	82.7	269.6
1932	22.0	47.2	466.1	1970	19.8	76.9	257.5
1933	22.5	50.0	450.0	1971	16.7	78.4	213.0
1934	22.4	53.2	421.1	1972	16.2	73.6	220.1
1935	22.1	61.7	358.2	1973	12.9	67.3	191.7
1936	22.6	54.7	413.2	1974	10.7	60.1	178.0
1937	23.4	61.3	381.7	1975	13.8	60.0	230.0
1938	23.4	69.9	334.8	1976	13.0	48.2	269.7
1939	24.5	61.4	399.0	1977	8.8	54.6	161.2
1940	25.6	62.5	409.6	1978	9.0	59.5	151.3
1941	23.9	63.1	378.8	1979	9.4	63.1	149.0
1942	23.1	65.7	351.6	1980	8.9	69.8	127.5
1943	24.9	74.0	336.5	1981	9.9	77.8	127.2
1944	26.0	87.9	295.8	1982	8.9	79.2	112.4
1945	23.4	79.0	292.9	1983	12.1	100.5	120.4
1946	28.6	83.8	341.3	1984	15.2	100.3	151.5
1947	27.3	87.1	313.4				

*¹ 磅*² 延繩釣漁具的單位

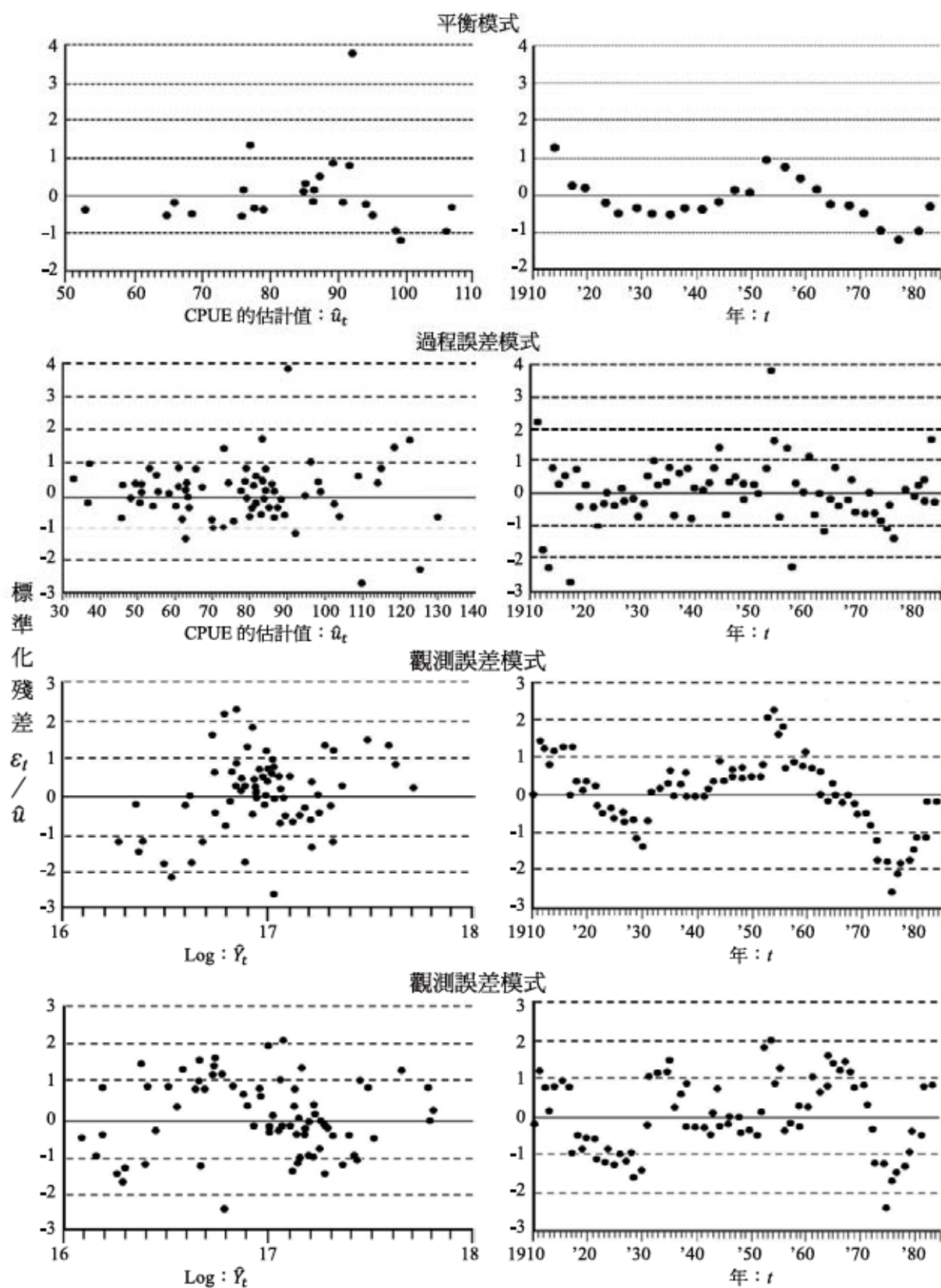


圖 5.5 利用剩餘生產量模式各參數推估法所得殘差的 plot

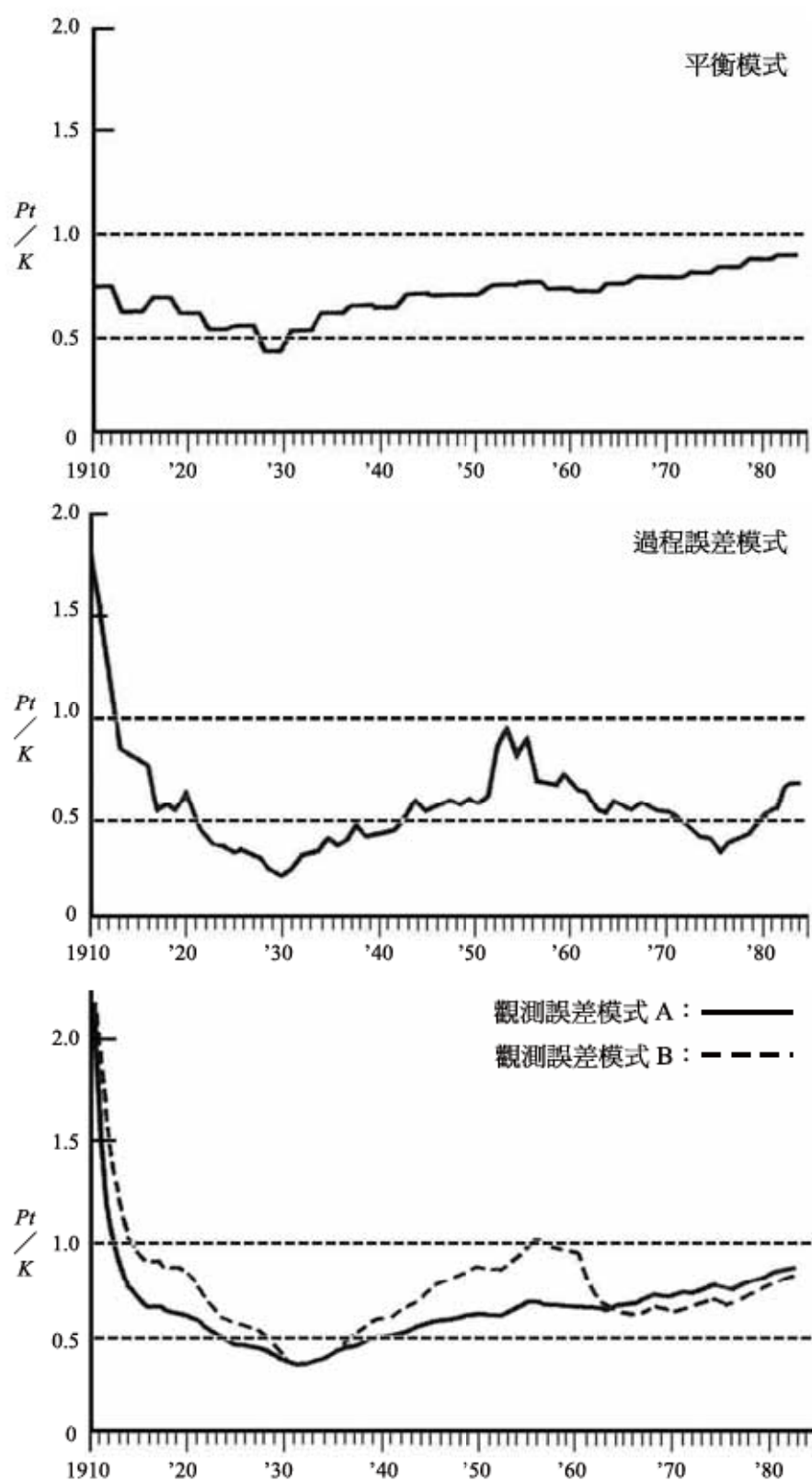
圖 5.6 推估得到之相對資源 P_t / K 的推移

表 5.4 利用表 5.3 中狹鱗庸鯨的資料所推估出來的參數

方法	參數與統計量	估計值 (95% 信賴區間)
平衡	qk (lbs / skate) $-q^2K / r$ ($\times 10^{-4}$ lbs · 年 / skate ²) σ RSS R^{2*1}	121.5 (106.7~136.4) -1.150 (-2.488~-0.187) 35.89 ^{*2} 7,570.867 .1211
過程誤差	a ($=1+r$) (1 / 年) b ($=-r / qK$) ($\times 10^{-3}$ skate / lbs / 年) c ($=-q$) ($\times 10^{-7}$ 1 / skate) σ RSS R^{2*1} r (1 / 年) q ($\times 10^{-7}$ 1 / skate) K (10^6 lbs.) P_{1910} (10^6 lbs.)	1.187 (1.058~1.317) -1.255 (-1.668~-0.842) -2.971 (-6.255~0.314) 10.33 ^{*2} 29,621.468 .8983 0.187 ^{*3} 2.971 ^{*3} 502.2 ^{*3} 909.9 ^{*3}
觀測誤差 A (K 一定)	r (1 / 年) K (10^6 lbs.) P_{1910} (10^6 lbs.) q ($\times 10^{-7}$ 1 / skate) σ LL (log-likelihood) R^{2*1}	.5114 (0.4797~0.5528 ^{*4}) 203.6 (192.6~215.8 ^{*4}) 611.1 (432.1~2496.5 ^{*4}) 6.233 (5.547~6.900 ^{*4}) .2475 ^{*2} .352464 ^{*5} .6793
觀測誤差 B (K' 變動)	r (1 / 年) K (10^6 lbs.) K' (10^6 lbs.) P_{1910} (10^6 lbs.) q ($\times 10^{-7}$ 1 / skate) σ LL (log-likelihood) R^{2*1}	.6098 (0.5939~0.6281 ^{*4}) 116.8 (108.0~124.6 ^{*4}) 197.7 (189.2~207.4 ^{*4}) 383.8 (284.8~700.8 ^{*4}) 9.432 (8.932~9.838 ^{*4}) .1667 ^{*2} 30.521331 .8566

^{*1} 決定係數

^{*2} 從不偏分布計算得到的值。在複迴歸中相當於 $q\sigma$ 之值

^{*3} 根據 a, b, c 的估計值計算出來的值

^{*4} 利用概似度比會區近於 χ^2 分佈的特性來計算

^{*5} 概似度 $= -2 (LL - LL_{\max}) = -2 (0.352464 - 30.521331) = 60.337734 > \chi^2 (1, 0.95) = 3.841$



新訂

表 5.5 MSYL, MSY, XMSY 等點的推估值

方法	MSYL (10^6 lbs)	MSY (10^6 lbs)	X _{MSY} (10^3 skates/年)
平衡	—	32.1	528.1
過程誤差	251.1	23.5	315.2
觀測誤差 A	101.8	26.0	410.2
觀測誤差 B	58.4 ^{*1}	17.8 ^{*1}	323.3 ^{*1}
	98.9 ^{*2}	30.1 ^{*2}	323.3 ^{*2}

^{*1}使用 K の場合

^{*2}使用 K' の場合

第6章 資源量指數



與資源量成比例而變動的數值即是所謂的資源量指數，雖然不能說是資源量的絕對值，然而如果能掌握每年的資源量指數，就可據以判斷資源量是呈現增加或是減少趨勢，可作為資源量推估的補充資料或資源管理的指標。過去，也曾把漁獲量視為資源量指數，因為，漁獲量的多寡與資源量的大小也有關連。但問題是，當漁船以大型漁具進行漁撈作業時，縱然資源量實際上是偏少的，漁獲量卻可能還是相當高。於是，在 1930～40 年代以後，又重新把單位努力量所得到的漁獲量，即單位努力漁獲量 (CPUE, catch per unit effort)，當作資源量指數。

6.1 CPUE 與平均資源量的關係

將某單位期間 ($0 \leq t \leq 1$) 內的累積漁獲尾數 C 以下式來表示。

$$C = \frac{F}{Z} N_0 \{1 - \exp(-Z)\} \quad (6.1)$$

在該期間，資源尾數會隨著時間的推移而減少，若把期間內的平均資源量以 $\bar{N}$ 來表示，則可以下式來計算。

$$\bar{N} = \frac{\int_0^1 N_t dt}{\int_0^1 dt} = \frac{N_0 \{1 - \exp(-Z)\}}{Z} \quad (6.2)$$

由 (6.1) 與 (6.2) 式，可知 C 會與期間內的平均資源量成比例。也就是說，

$$C = F\bar{N} \quad (6.3)$$

於此，因 $F = qX$ ，所以把 CPUE 以 u 來表示時，變成

$$u = \frac{C}{X} = q\bar{N} \quad (6.4)$$

由此，可知 CPUE 是與期間內的平均資源量成比例的。又， Z 值小時 $\{1 - \exp(-Z)\} / Z \approx 1$ ，所以

$$u \approx qN_0 \quad (6.5)$$

6.2 地理分布不均勻時的資源量指數

從第 2 章的漁獲理論中可以得知，CPUE 與資源密度成比例。不過，要注意的是，

每次作業的 CPUE 雖然會與作業水域的資源密度成比例，但並不一定與全體資源的密度成比例。為什麼呢？因為一般而言，水產生物的棲息密度並不均勻，屬於經濟活動的漁業，必定會選擇棲息密度較高的水域進行作業。因此，必須取得不同水域的完整資料，才能據以推估全體資源的密度。

先以底拖網為模式來考慮。以 A_k 來表示第 k ($=1, 2, \dots, K$) 個漁場面積 (km^2)、 N_k 表示資源尾數 (尾)、 C_k 表示漁獲尾數 (尾)、 u_k 表示 CPUE (尾/網)。則全漁場面積 A (km^2)、總資源量 N (尾)、總漁獲尾數 C (尾)、總努力量 X (網) 等可以下式來表示，

$$A = \sum_{k=1}^K A_k \quad (6.6a)$$

$$N = \sum_{k=1}^K N_k \quad (6.6b)$$

$$C = \sum_{k=1}^K C_k \quad (6.6c)$$

$$X = \sum_{k=1}^K X_k \quad (6.6d)$$

假設第 k 個漁場內的密度為一定，則因 CPUE 與作業水域的資源密度成比例，所以， u_k 變成

$$u_k = \frac{C_k}{X_k} = \frac{ks}{A_k} N_k \quad (6.7)$$

而 (6.7) 式的 N_k / A_k 為資源的密度 (尾 / km^2)。茲將資源量的指數以 $\tilde{u}$ 來表示，並以下式來定義^{註 10)}。

$$\tilde{u} = \sum_{k=1}^K \frac{A_k}{A} u_k = \sum_{k=1}^K \frac{A_k}{A} \frac{C_k}{X_k} \quad (6.8)$$

註 10) 也有將資源量指數定義為 $I = \sum_{k=1}^K A_k u_k = ksN$ 。當 A 值會隨著資源量的大小而變化時，此定義是有效的。

根據 (6.7) 式，(6.8) 式變成

$$\tilde{u} = \frac{ks}{A}N = qN \quad (6.9)$$

而 $\tilde{u}$ 與總資源量成比例。將總漁獲尾數除以 $\tilde{u}$ 所得的值稱為有效努力量，以 $\tilde{X}$ 來表示。另外，將 $\tilde{X}$ 除以 X 所得的值，稱為努力的有效度，以 ε 來表示。上述諸值可以下式來定義 (Gulland, 1955; 田中, 1957)。

$$\tilde{X} = \frac{C}{\tilde{u}} = \frac{1}{\sum_{k=1}^K \frac{A_k C_k}{A} \frac{1}{X_k}} \quad (6.10)$$

$$\varepsilon = \frac{\tilde{X}}{X} = \frac{1}{\sum_{k=1}^K \frac{A_k C_k}{A} \frac{X}{X_k}} \quad (6.11)$$

所以，

$$\varepsilon = 1 \left(X_k = \frac{A_k}{A} X \text{ 時} \right) \quad (6.12)$$

也就是說，幾何學的漁獲強度 X_k / A_k 於全漁場中維持一定時，有效度為 1。相對於此， X_k / A_k 與資源密度成比例時，

$$X_k = \frac{N_k}{N} X \quad (6.13)$$

再將 (6.13) 式代入 (6.11) 式， ε 則變成下式^{註 11)}

$$\varepsilon = \frac{A}{N} \sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} \frac{N_k}{A_k} \geq 1 \quad (6.14)$$

意即當許多努力量投入資源量大的水域時， ε 值就容易變成 1 以上；相反的，當資源量大的水域中，努力量比平均值少時， ε 值就容易變成 1 以下。若不加以補正，則原本的努力量 X 與有效努力量 $\tilde{X}$ 之間就會有差異，計算與資源量成比例的 CPUE 時，就必須使用 $\tilde{X}$ 。

註 11) 當 (6.14) 式中 N_k / A_k 的頻度為 N_k / N 時， Σ 以下的值可解釋為 N_k / A_k 的平均值。可利用算術平均值與調和平均的關係以及下式加以計算

$$\sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} \frac{N_k}{A_k} \geq \frac{1}{\sum_{k=1}^K \frac{N_k}{N} \frac{A_k}{N_k}} = \frac{N}{A}$$

表 6.1 為俄霍次克海拖網漁業漁獲之助宗鱈的月別漁場別漁獲量資料（北水研，1997）與有效努力量及努力之有效度，由結果可得知，助宗鱈在 2~3 月的有效度最高。至於其他魚種的有效度，就留給讀者諸君當作習題吧！

表 6.1 俄霍次克海拖網漁業捕獲之助宗鱈的漁場別漁獲量

海區 編號		1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
1	C	115	25	0	0	0	0	0	0	0	6973	0	0
	X	31	8	0	0	0	10	0	0	0	2	0	30
2	C	3545	55	0	5537	21075	0	0	0	0	26789	16976	7957
	X	83	22	3	11	71	0	15440	0	60	137	36	20
3	C	0	0	0	0	0	6800	28	18760	0	0	0	0
	X	0	0	0	0	0	6	91	19	18	8	0	0
4	C	487	0	7281	21194	27312	115	15	0	0	19746	16880	0
	X	42	0	16	31	95	11	640	10	33	128	71	18
5	C	225	0	0	0	5230	3594	58	141	29700	15254	0	0
	X	36	0	0	0	40	18	0	68	83	152	32	0
6	C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	X	0	0	0	0	0	16	0	0	0	0	0	0
7	C	0	0	0	0	0	0	342	0	0	0	0	0
	X	0	0	0	0	0	341	0	185	0	0	0	0
8	C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	28	0	0
	X	4	0	0	0	0	0	0	14	0	46	12	0
9	C	38	0	0	49482	16269	188	11	6559	0	20841	0	0
	X	27	0	0	46	111	8	0	80	44	57	16	0
10	C	0	0	0	0	17280	0	5	0	0	0	0	0
	X	0	0	0	0	7	0	0	12	20	0	11	0
11	C	0	0	0	0	340	50	0	4660	16	3715	0	0
	X	0	0	0	0	3	9	0	47	23	31	0	0
12	C	0	0	0	0	0	0	0	0	36	0	0	0
	X	0	0	0	0	0	0	12	0	13	16	0	0
13	C	0	0	0	590	2130	510	70	50	145	20	20	0
	X	0	0	0	28	60	31	18	4	26	14	11	0
14	C	0	0	0	2075	0	0	0	0	0	0	0	0
	X	0	0	0	9	0	0	0	0	0	5	0	0
15	C	0	0	456	72451	12000	680	0	0	0	0	0	3319
	X	0	0	26	103	5	14	0	5	4	0	0	12
16	C	4112	0	0	510	0	300	0	0	0	9450	0	0
	X	18	0	0	10	0	4	0	0	6	9	0	0
17	C	0	0	103120	3590	20	0	0	0	0	0	0	777
	X	0	0	33	45	2	0	0	3	0	0	0	8

表 6.1 (續)

海區 編號	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
18 C	53160	0	165	75	0	0	0	0	0	0	0	0
X	12	0	8	1	0	0	0	0	0	0	0	0
19 C	0	0	0	0	0	70	0	0	0	0	0	22600
X	0	0	0	0	0	5	0	0	0	0	0	20
20 C	24950	0	0	0	0	70	0	0	4210	15	0	0
X	14	0	0	0	0	9	7	0	17	28	0	0
21 C	7386	0	0	0	0	0	5566	2000	12460	6127	0	18000
X	15	0	0	0	0	6	26	23	38	64	0	19
22 C	6785	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45	0
X	13	0	0	0	0	0	0	0	0	24	9	0
23 C	733	0	0	0	0	0	3045	2800	16	108	70	23
X	1	0	0	13	0	0	33	40	37	39	12	16
24 C	95570	0	0	25069	36301	0	0	0	0	0	23	12060
X	44	0	0	8	12	0	0	0	0	18	12	12
25 C	9400	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5400
X	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	4
26 C	0	0	0	0	0	0	0	17762	4120	32	0	0
X	0	0	0	0	0	0	30	91	37	21	14	0
27 C	0	0	0	0	52800	0	4800	13740	0	0	0	2620
X	0	0	0	0	12	0	18	16	1	0	8	7
28 C	15220	0	0	0	15000	0	0	0	0	0	0	11835
X	17	0	0	0	5	0	0	0	0	0	0	19
29 C	0	0	0	0	810	100	0	0	0	0	0	0
X	0	0	0	5	7	6	4	8	18	0	2	0
30 C	850	0	0	0	0	0	207	15	16200	0	0	0
X	3	5	0	0	0	0	21	27	24	5	4	3
31 C	79810	0	0	0	0	0	0	0	0	1440	0	0
X	17	15	0	0	0	0	0	5	1	8	0	0
32 C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
X	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0
33 C	12560	16160	0	0	0	0	0	0	0	0	0	40695
X	14	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
34 C	100225	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
X	28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
35 C	0	0	0	23730	40476	43385	50	19500	0	5140	0	18
X	0	0	0	39	169	86	4	13	8	15	0	15
36 C	0	0	10000	8100	31583	28837	12120	9000	11000	1490	900	12730
X	0	24	4	21	16	33	24	14	17	6	20	22

表 6.1 (續)

海區 編號	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
37 C	1011160	29178	4000	0	56190	0	0	0	7080	0	0	24925
X	55	36	10	1	12	0	0	0	16	2	0	16
38 C	0	0	0	28055	12481	1388	0	19387	18	6258	0	0
X	0	5	0	68	161	73	17	20	25	17	0	10
39 C	0	5	0	8260	26562	1447	0	50	0	1540	24	0
X	0	18	3	19	17	42	5	4	9	6	14	10
40 C	61000	4000	0	0	0	39975	43738	5950	5100	20	6156	76470
X	26	21	16	0	0	65	82	20	18	4	45	41
41 C	0	0	0	1887	1210	165	0	50	1298	0	53592	0
X	0	0	7	25	12	8	4	16	31	0	12	0
42 C	0	0	0	476	500	29510	10	0	550	63172	11036	90
X	6	0	0	15	5	45	12	0	4	23	24	3
43 C	0	5980	0	13000	0	421	130	0	0	86	11550	17450
X	0	11	0	8	0	22	38	0	6	8	6	17
44 C	5800	0	0	0	0	0	0	9	0	5000	184	0
X	8	0	0	0	0	0	0	0	0	4	3	0
45 C	935	0	30	10	0	0	0	0	0	0	554	0
X	9	0	17	4	0	0	0	0	0	0	6	0
46 C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8000
X	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
47 C	9660	94810	0	0	0	80	0	10	0	30	30	86576
X	12	37	2	0	0	4	8	5	0	6	5	58
48 C	0	0	0	0	0	160	0	0	0	0	0	0
X	0	0	0	0	0	14	0	0	0	0	0	00
49 C	0	0	0	0	0	330	100	0	0	80	131	0104716
X	0	0	0	0	0	9	15	0	6	12	25	86
50 C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	33300
X	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	29
51 C	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8350
X	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	5
合計 C	630234	150218	125052	264091	375569	148175	86007	120434	91949	193354	118171	497911
S_x	547	207	148	512	822	895	837	758	643	915	423	512
$\bar{X}$	1093	1337	978	1329	761	1796	837	1055	1429	897	761	656
$\bar{X}/S_x$	2.00	6.28	6.61	2.60	0.98	2.01	2.36	1.39	2.22	0.98	1.80	1.28

C 表漁獲量 (kg) ; X 表網數

努力的有效度除了受到地理因素的影響之外，也會因其他因素產生變動。目標魚種若有季節性的變化，則分布海域會因魚種而異，所以，有效度也會隨著產生差異。再者，若棲息環境會依年齡而不同的話，則有效度也會因年齡而改變。另外，浮魚漁業不僅是水平密度不同，垂直密度也有差別，需特別注意。又，鮪延繩釣漁業可分為以黃鰭鮪為對象的淺繩及以大目鮪為對象的深繩兩種，枝繩的垂直分布與對鮪類的有效度會因魚種而異，此兩種繩的比率可能年年不同，若不加以補正，也可由外觀上的變化檢視出來。

6.3 其他的資源量指數

為直接推估資源量，派遣試驗船等實際出海調查是近年來相當盛行的方式。另外，除了 CPUE 之外的其他資訊，也廣受運用。其他的資源量指數還包括：利用目視調查鯨類的遭遇率（發現個體數 / 調查距離）、搭乘飛機進行鮪類調查（發現個體數 / 調查距離）、使用底拖網進行密度調查（漁獲尾數 / 曳網時間）等。為推估資源量的絕對值，在海上目視調查或搭乘飛機調查中，有效探索幅寬或調查船上的發現概率是必需的，而在底拖網調查中，漁獲效率或掃海面積也是需要具備的基本資料。這些資料不齊備時，就可利用資源量指數。在這些調查中，可規劃排除漁業特有的選擇作用，得到逢機標本的調查資料，雖然有不需針對努力量加以補正的優點，但花費也是相當可觀的。

第7章 資源量的直接推估



透過漁業活動得到的資料，因為僅選擇商品價值高的大型魚，所以容易產生偏差。因為有此選擇性偏差，所以在推估時，必須花費相當的工夫。但是，如果能得到已排除這些偏差的資料，則後續的推估工作就會比較容易進行。不利用透過漁獲統計或標識放流等漁獲活動蒐集得到的資料，而以直接計數資源的全數或部分尾數為基礎，來推算資源量的方法即所謂的直接推估法。

直接推估法包括全數調查與採樣調查。前者如字面所示，是計算資源生物的全部數量；而後者則是調查資源生物分布空間的一部分，計數其中的尾數，再按比例放大到全體。全數調查多半應用在鮭類或部分的鯨類上。鮭類方面，是在其回歸母川的途中，設置觀測用通道，並誘導魚群由此通過再加以計數。至於鯨類，像灰鯨或北極鯨，因其在洄游途中，有時會非常接近沿岸，在岸上就可目視觀察直接計數。總之，要採用全數調查方法來推估資源量時要有一定的基本條件，且該法僅適用於可滿足此一條件的水產生物。

採樣調查包括點穿越 (point transect) 法及線穿越 (line transect) 法，無論哪一種，其原理都一樣，即推估單位面積內的尾數，再乘上分布水域或調查海域的面積予以放大。唯一的差異是調查方法的不同，點穿越為隨機選取地點，然後調查這些地點周邊的密度；線穿越則是在調查海域內隨機設定調查線，然後連續調查此線周圍的密度。以下介紹的利用劃區調查推估資源量和以產卵量推估親魚資源量的兩種方式，是屬於點穿越法；而以目視調查與魚群探測機來推估資源量，則是屬於線穿越法。

7.1 利用劃區調查來推估

劃區調查法多半用來推估貝類或底棲魚類等定著性生物的資源總量。對固著於海底的鮑魚類，所謂定格調查就是在海底設置隨機選定大小的區塊，然後調查其中所有貝類的總數，並從此資料推估每個區塊的平均個數，再將之放大為調查海域的總面積。對棲息於沙灘上的庫頁島厚蛤蜊或朝鮮文蛤等貝類以及底棲魚類等，則可利用耙具或底拖網具來採捕，再從曳網面積、捕獲到的生物數及漁具的採集效率等來推估密度 (尾 / m^2)。

首先，介紹如何利用劃區調查來推估鮑魚類的資源量。將漁場面積 A (m^2) 區劃成 H (>0) 個區，1 個區的大小為 a ($=A/H, \text{m}^2$)。從 H 個區中隨機選出 h ($\leq H$) 個區，再以目視調查來計數此區內的全部鮑魚數。第 i ($=1, 2, \dots, h$) 區發現的貝的個數以 n_i 來表

示，每區中個數的期望值與分散分別以 m 、 σ_n^2 來表示。 m 、 σ_n^2 的推估值分別以下列二式來表示：

$$\hat{m} = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h n_i \quad (7.1)$$

$$\hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{h-1} \sum_{i=1}^h (n_i - \hat{m})^2 \quad (7.2)$$

從而，總資源量 N 的推估值、分散及 CV 的推估值分別以以下各式來表示：

$$\hat{N} = H\hat{m} \quad (7.3)$$

$$\hat{V}(\hat{N}) = H^2 \frac{H-h}{H-1} \frac{\hat{\sigma}_n^2}{h} \quad (7.4)$$

$$\hat{CV}(\hat{N}) = \left\{ \frac{H-h}{h(H-1)} \right\}^{\frac{1}{2}} \frac{\hat{\sigma}_n}{\hat{m}} \quad (7.5)$$

其次，考慮利用底拖網漁具調查來推估資源量。在漁場內隨機設定調查地點，然後以一定的時間進行拖曳與捕撈。分別以 n_i 、 s_i 、 d_i 表示第 i ($=1, 2, \dots, h$) 個地點所捕獲的魚隻尾數、曳網面積及密度，密度的期望值以 d 來表示。與 (7.1) 式同樣， d 的推估值可以下式表示：

$$\hat{d} = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h d_i = \frac{1}{h} \sum_{i=1}^h \frac{n_i}{s_i} \quad (7.6)$$

漁具的採集效率，即漁獲效率，以 k 來表示，則總資源量 N 的推估值與 CV 的推估值分別變成：

$$\hat{N} = \frac{A\hat{d}}{\hat{k}} \quad (7.7)$$

$$\hat{CV}(\hat{N}) \approx \sqrt{\hat{V}[\ln(\hat{N})]} \approx \sqrt{\{\hat{CV}(\hat{d})\}^2 + \{\hat{CV}(\hat{k})\}^2} \quad (7.8)$$

再以別的調查來推估 $\hat{k}$ 值，則可推估得資源量。

表 7.1 所示為熊本縣黑島保護區內鮑魚的調查資料。調查區塊的大小為 $a=16$ (m²)，調查區域的大小為 $A=11,000$ (m²)，因此， $H=A/a \approx 688$ 。使用表 7.1 的值，計算 (7.3)

與 (7.5) 式，結果：

$$\hat{N} = 688 \times 3.0 \text{ (個)} \approx 2,100 \text{ (個)}$$

$$\widehat{CV}(\hat{N}) = \left\{ \frac{688-12}{12(688-1)} \right\}^{\frac{1}{2}} \times \frac{4.3}{3.0} \approx 0.41$$

$\widehat{CV}(\hat{N})$ 的值高達 41%。為得到 $\widehat{CV}(\hat{N})=20\%$ 左右的推估值，使用 (7.5) 式來計算必要的調查區塊數時， $h \approx 48$ ，也就是說，必須有現在的 4 倍的調查區塊數才行。

表 7.1 熊本縣黑島保護水域中，鮑魚類的區塊調查結果

調查區域	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	平均	標準偏差
發現數目	15	1	0	8	1	1	3	1	1	2	0	3	3.0	4.3

(平田他，1983)

7.2 由產卵量來推估親魚的資源量

產卵量調查也是點穿越法中的一種。一般而言，因為要實施調查的海域相當廣闊，所以，此調查是利用分層取樣來取得標本。先將海域分割成若干個海域，各層內隨機選擇採樣地點，調查這些地點的卵的密度。用來採集的網具網目猶如浮游生物網那麼小，以垂直或斜曳拖方式來採集，並從拖曳過水體的體積、採集卵數、採集效率等來推估卵的密度。使用此法來推估產卵量時，必須對原有的產卵量調查進行修正。所謂修正是因為卵會由於死亡而急速減少，而且，會發育成長為仔魚，因此，所採集到的卵數，僅可說是採集當下，以卵的形態存在的數量而已。因此，必須把採集卵數修正到剛產下時的卵數。甚至，並不是所有的個體都是同一時日產卵的，所以，須在產卵期間持續進行調查，並將整個產卵期間的產卵數累積起來。然後把推估到的總產卵數除以每尾魚在一次產卵期內的產卵量，才能據以推估出親魚的資源量。

首先，考慮某調查日時間點存在的卵數與產卵數間之關係。產卵行為通常是在日落之後發生，採集則經常是在即將日落前進行。假設一天的平均產卵量是一定，並以 e_0 (個) 來表示，而 1 天的平均殘存率以 S 、孵化成仔魚為止的日數以 b (日) 來表示。進行採集時，前一天產下的卵的殘存數量為 $e_0 S$ 個，大前天產下的卵的數量為 $e_0 S^2$ 個……，以此

類推，可得採集時點的卵數 e 為：

$$e = e_0 (S + S^2 + \cdots + \cdots S^b) = e_0 S \frac{1-S^b}{1-S}$$

$$= e_0 S \frac{1-\exp\{b \ln(S)\}}{1-\exp\{\ln(S)\}} \approx e_0 S b, (|b \ln(S)| \ll 1 \text{ 時}) \quad (7.9)$$

再由此，因

$$e_0 \approx \frac{e}{Sb} \quad (7.10)$$

所以，以 T 表示產卵期間，則總產卵量 N_E 為：

$$N_E = e_0 \times T = \frac{eT}{Sb} = \frac{AdT}{Sb} \quad (7.11)$$

此處的 A 與 d 為調查海域的面積 (m^2) 與卵的密度 (個 / m^2)。以 (7.11) 式為基礎，以月與海域分層來推估 N_E 。月與小海區的編號分別以 t 與 s 來表示，並假設 S 與 b_{ts} 值分別利用別的調查方式精確予以推估，則變成：

$$\hat{N}_E = \sum_t \sum_s \frac{e_{ts} T_{ts}}{S b_{ts}} = \sum_t \sum_s \frac{A_{ts} d_{ts} T_{ts}}{S b_{ts}} \quad (7.12)$$

$$\hat{V}(\hat{N}_E) = \sum_t \sum_s \left(\frac{A_{ts} T_{ts}}{S b_{ts}} \right)^2 \hat{V}(\hat{d}_{ts}) \quad (7.13)$$

依此方法推估白腹鯖 (*Scomber japonicus*) 太平洋系群的總產卵量 (渡邊，1983)，1972 與 1973 年的 $\hat{N}_E$ 推估值、親魚年齡組成及年齡別每 1 尾產卵量如表 7.2 所示。

表 7.2 1972 與 1973 年白腹鯖太平洋系群的總產卵量 ($\hat{N}_E$)、年齡組成及每 1 尾的產卵量

項目		年齡 (年)				合計
		III	IV	V	VI+	
總產卵量 ($\times 10^{12}$)	1972	—	—	—	—	432 (24.0%)
	1973	—	—	—	—	381 (16.8%)
每尾的產卵量 ($\times 10^4$)		21.1	29.5	36.6	43.1	—
組成	1972	0.392	0.255	0.235	0.118	1.00
	1973	0.452	0.286	0.131	0.131	1.00
組成 (1972) $\times$ 每尾的產卵量 ($\times 10^4$)		8.27	7.52	8.60	5.00	29.5
組成 (1973) $\times$ 每尾的產卵量 ($\times 10^4$)		9.54	8.44	4.79	5.65	28.4

若假設雌雄的比例相同，則從表可推估得 1972 與 1973 年的資源尾數分別為：

$$2 \times (432 \times 10^{12}) \div (29.5 \times 10^4) = 2.93 \times 10^9 \text{ (尾)}$$

$$2 \times (381 \times 10^{12}) \div (28.4 \times 10^4) = 2.68 \times 10^9 \text{ (尾)}$$

7.3 利用目視調查來推估資源量

目視調查是線穿越法中的一種，常用來推估鯨類、鯰類或南方黑魷的幼齡魚資源量。以鯨類來說，係派遣調查船至其棲息海域，由調查員從船上計測浮出水面的鯨魚數量。沿著調查船航行的垂直方向，將目視可及的橫向距離與航海距離的乘積當作全調查面積，考慮漏看率等誤差後，再推估其密度。至於鯰類或南方黑魷的幼齡魚方面，則是利用飛機進行，由觀察員目視統計浮上水面的魚群數。

首先解釋航行於鯨類分布海域中，從船上進行目視調查，計數浮出水面鯨魚數量的情形。圖 7.1 所繪為調查船的航跡與鯨魚的發現位置。此調查中，調查距離為 L (m)、發現的鯨魚總數為 n (尾)，假設與調查船航行方向的垂直距離，即左右橫向距離 w (m) 以內的所有鯨魚均可被發現的話，則密度 d ($/m^2$) 為：

$$\hat{d} = \frac{n}{2Lw} \quad (7.14)$$

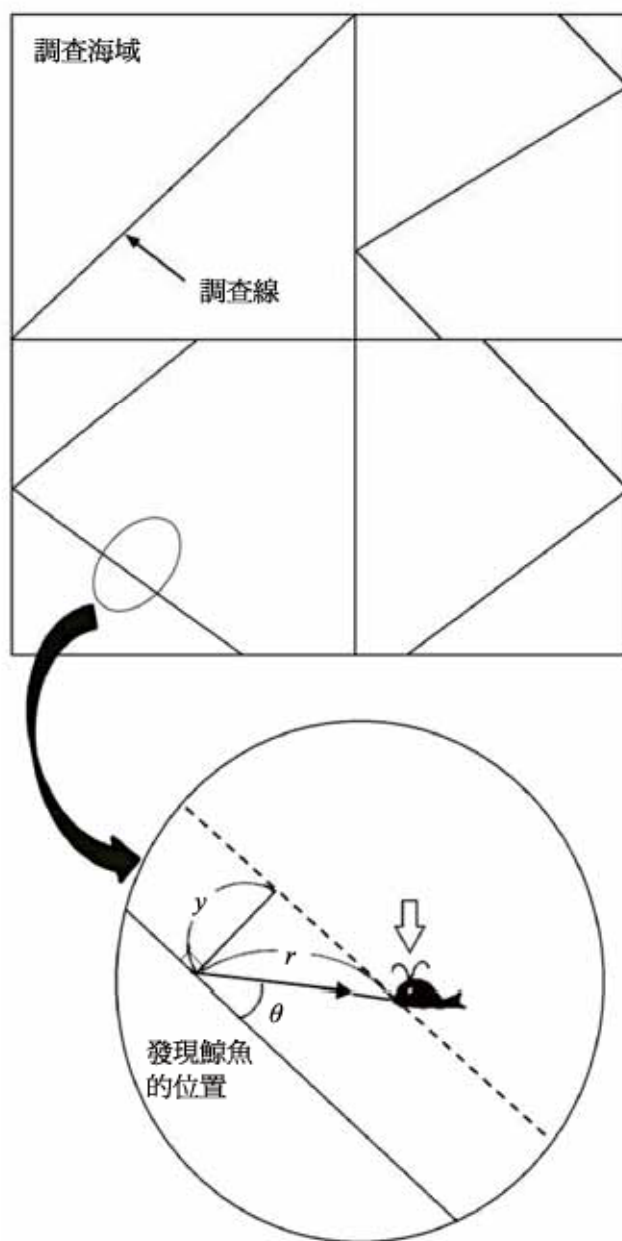


圖 7.1 調查線 (track line) 與發現鯨魚的位置

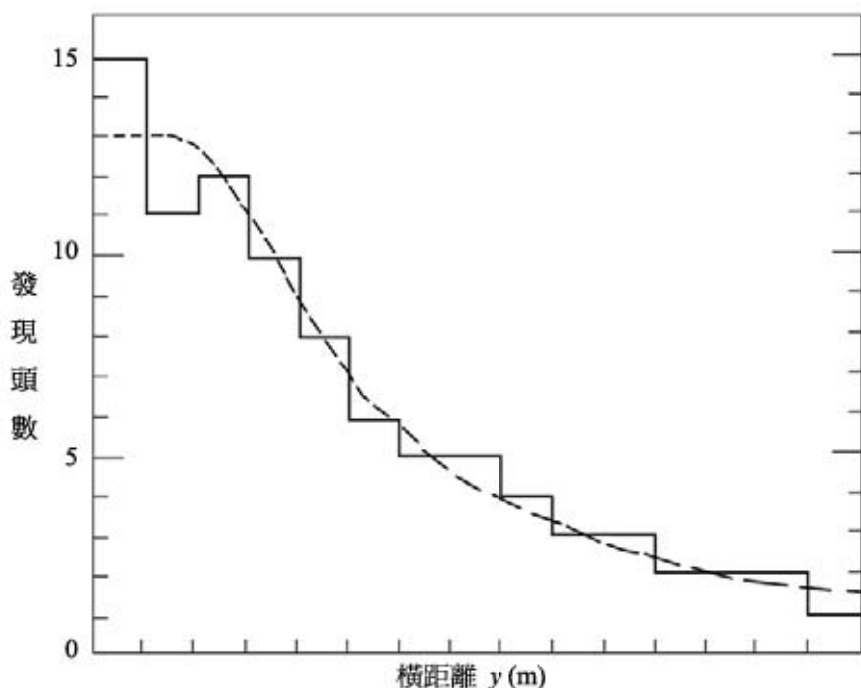


圖 7.2 橫向距離別鯨魚的發現頭數

但是，實際上，若依距離別來描繪發現頭數時，則如圖 7.2 所示。由圖可知，隨著船與鯨魚間距離的增加，發現率會下降，所以，並不是在從船上到 $\pm w$ 範圍內的所有鯨魚均可被發現。

把橫向距離為 y (m) 時的發現率以 $g(y)$ 表示。因為調查是逢機進行的，所以，鯨魚出現的機率不會因橫距離而異。若標本數夠大，可將橫距離別鯨魚的出現機率密度視為一樣。因此，以 $d(y)$ 來表示出現密度 (尾 / m^2) 時，

$$d(y) = d = \text{一定} \quad (-\gamma < y < \gamma) \quad (7.15)$$

以 $n(y)$ 表示橫距離別的發現頭數時，

$$n(y) = Ldg(y) \quad (7.16)$$

目測能及的最大橫距離為 γ (m)，則

$$\int_{-\gamma}^{\gamma} n(y) dy = 2Ld \int_0^{\gamma} g(y) dy = 2Lwd \quad (7.17)$$

此處之 w 即稱為有效探索幅寬，其定義為：

$$w = \int_0^y g(y) dy \quad (7.18)$$

(7.17) 式的左邊代表發現到的鯨魚總數，將之以 n 來表示，則可得到與 (7.14) 式相同的形式，即

$$d = \frac{n}{2L_w} \quad (7.19)$$

而 d 為資源密度 (尾 / m^2)，所以，總資源量 N 為 Ad ，亦即

$$N = \frac{An}{2L_w} \quad (7.20)$$

第 i ($=1, 2, \dots, s$) 條測線上發現的個體數與調查線的長度分別以 n_i 與 L_i 來表示，從 (7.20) 式可得資源量的推估值與 CV 分別為：

$$\hat{N} = \frac{An}{2L\hat{w}} \quad (7.21)$$

$$\{CV(\hat{N})\}^2 \approx V\{\ln(\hat{N})\} = \left\{CV\left(\frac{n}{L}\right)\right\}^2 + \{CV(\hat{w})\}^2 \quad (7.22)$$

此處之

$$n = \sum_{i=1}^s n_i, L = \sum_{i=1}^s L_i \quad (7.23)$$

(7.22) 右邊的第 1 項，分散的推估值可由

$$\hat{V}\left(\frac{n}{L}\right) = \frac{1}{L^2} \sum_{i=1}^s \hat{V}(n_i) = \frac{s}{L^2(s-1)} \sum_{i=1}^s \left(n_i - \frac{n}{L}L_i\right)^2 \quad (7.24)$$

變成

$$\left\{\widehat{CV}\left(\frac{n}{L}\right)\right\}^2 = \frac{\hat{V}(n/L)}{\{E(n/L)\}^2} = \frac{s}{n^2(s-1)} \sum_{i=1}^s \left(n_i - \frac{n}{L}L_i\right)^2 \quad (7.25)$$

w 的推估值與其 CV 值可根據 $g(y)$ 推估值的變動來推算。如果調查線上的發現機率為 1，即 $g(0)=1$ ，則可將 $g(y)$ 視為較具彈性的 hazard rate model 來使用。

$$g(y) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{y}{a}\right)^{-b}\right\} \quad (7.26)$$

表 7.3 利用目視調查南極海小鬚鯨的資源量推估值

海區	年	接近方式	通過方式	補正通過方式	通過與補正通過的加權平均
I	1982/83	55,050 (0.203)*	—	73,302 (0.254)	—
II	1981/82	37,306 (0.213)	—	49,675 (0.262)	—
	1986/87	92,114 (0.206)	121,549 (0.285)	122,655 (0.256)	122,156 (0.190)
III	1979/80	61,272 (0.188)	—	81,587 (0.242)	—
	1987/88	51,820 (0.521)	102,984 (0.309)	69,001 (0.543)	88,735 (0.273)
IV	1978/79	72,867 (0.156)	—	97,027 (0.218)	—
	1988/89	64,403 (0.343)	68,570 (0.349)	85,756 (0.375)	74,692 (0.257)
V	1980/81	133,382 (0.216)	—	177,606 (0.264)	—
	1985/86	211,150 (0.174)	303,284 (0.172)	281,158 (0.231)	294,610 (0.138)
VI	1983/84	80,283 (0.232)	—	106,901 (0.277)	—

*(CV)

圖 7.2 所示為隨著離開原點的距離發現機率降低的情形，由此，除可推估 $a (>0)$ 或 $b (>0)$ 值外，從其變動的大小，也可求出 w 的推估值的 CV 值。

$g(0) < 1$ 的時候，例如由 2 位以上的調查員各自獨立取得的發現紀錄，再比較其間差異，即可推估此值。以 (7.25) 式來計算 w ，再使用 $g(0)w$ 來代替 (7.20) 式中的 w ，即可利用下式推估 N 值。

$$\hat{N} = \frac{An}{2L\hat{w}g(0)} \quad (7.27)$$

$$\{\widehat{CV}(\hat{N})\}^2 \approx \left\{\widehat{CV}\left(\frac{n}{L}\right)\right\}^2 + \{\widehat{CV}(\hat{w})\}^2 + \{\widehat{CV}(g(0))\}^2 \quad (7.28)$$

表 7.3 所示為利用目視調查所得到的南極海小鬚鯨的資源量推估值。在此計算中，假設了 $g(0) = 1$ 。目視調查有 2 種方式，其一為發現鯨魚時接近它，另外則是通過方式，後者的推估值會變大。

以上為鯨魚的例子，利用航空機來觀測浮魚類的場合也可適用相同的模式。但是，有關 1 單位群的尾數方面，則必須使用圍網的作業記錄等資料來推估。

7.4 利用魚群探測機來推估

利用魚群探測機的紀錄來推估，係派遣調查船前往對象生物分布的海域，利用魚群探測機記錄魚群（圖 7.3），並加以分析的方法。由反射回來的超音波強度推估密度，再將之依航海距離加以放大。探索幅寬 w 可由物理計算得到，但得自紀錄群的反射強度與魚群密度間的關係，則必須先透過漁撈等其他調查方法來推估才行。僅憑魚群探測機的紀錄並無法判定魚種，可利用採樣或依事前的資訊來判別魚種。依事前資訊來判定的例子，如南極海的磷蝦資源，在該海域棲息的生物中能形成大群的物種大概只有 1 種，而且，縱然有若干群混在一起，但因棲息水深不同，也可以判別出來。另外，也可由群的形狀來判別。

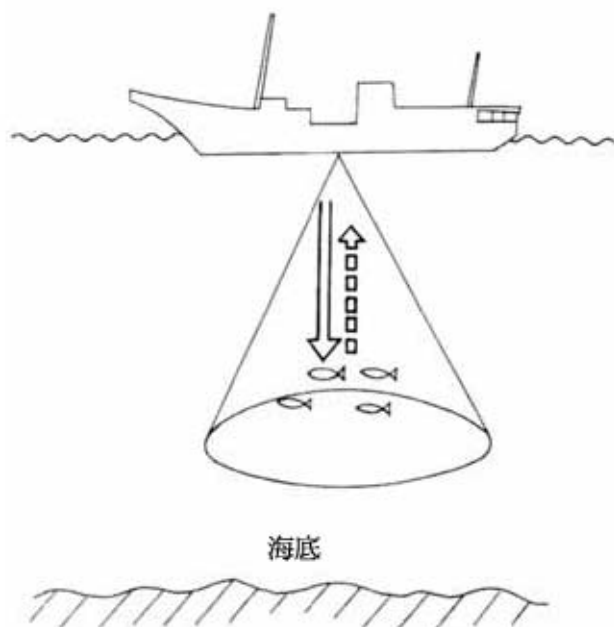


圖 7.3 利用魚群探測機來探知魚群

利用此調查來推估資源量時，也使用如 7.3 節中所列的式子。以 u 來表示魚群探測機記錄的音壓， b 表示單位音壓的資源尾數。第 i ($=1, 2, \dots, s$) 個斷面中的密度與調查線的長度分別以 u_i 及 L_i 表示。從 (7.20) 式，資源量的推估值與 CV 分別為：

$$\hat{N} = \frac{A\hat{u}\hat{b}}{2Lw} \quad (7.29)$$

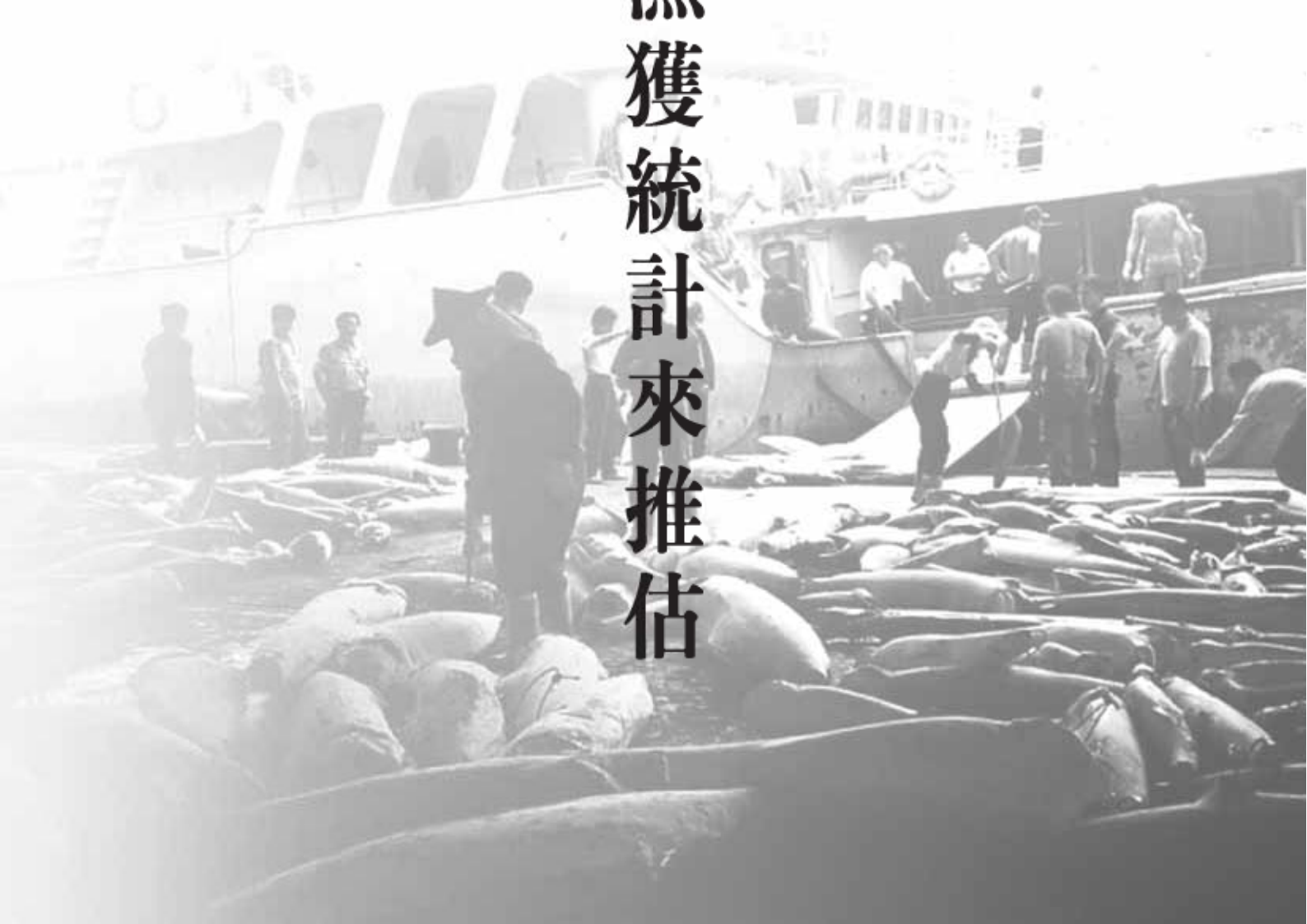
$$\{\widehat{CV}(\hat{N})\}^2 \approx \left\{ \widehat{CV}\left(\frac{\hat{u}}{L}\right) \right\}^2 + \{\widehat{CV}(\hat{b})\}^2 \quad (7.30)$$

此處之

$$u = \sum_{i=1}^s u_i, L = \sum_{i=1}^s L_i \quad (7.31)$$

(7.30) 式的右邊第 1 項變成與 (7.25) 式同樣的形式，並利用其他的調查資料，計算 b 與 CV 的推估值。

第8章 使用漁獲統計來推估



利用年年變動且具選擇性的漁獲資料來進行推估，最主要的缺點是必須嘗試各種不同的解析方法，以力求精確；但相對的，其優點就是可以以較低的成本取得大量且廣範圍的資料。有關遠洋漁業的漁獲量或漁獲物資料，只要透過其國內的卸魚調查就能取得，也就是說，全世界各個時期的資料，不一定要親自派船出去也能到手。因此，至今仍然有許多水產資源的解析是使用漁獲統計推估法來進行。使用漁獲統計解析資源動態已有超過 100 年悠久歷史，其間，各種解析方法不斷的推陳出新，但最大的變革則是發生在電腦普及後的近 20 年間。從假定平衡狀態到非平衡狀態也能推估，統計手法則由迴歸分析到最大概似推估或 Bayes 推估，用來進行統計分析的主角不斷的更迭。此種情況，在第 5 章剩餘生產量模式中已可窺知。因為生物會產生變動，漁獲過程也跟著變化，如何把蒐集到的資料以實際的模式再現，並使用統計模式來推估，諸如此類的工作均必須仰賴電腦的計算能力。

8.1 漁獲物的年齡組成

水產資源解析學中把年齡別個體數的頻度分布或體長別個體數的頻度分布稱為年齡組成或體長組成。通常，漁獲物是依照魚體大小等來加以統計，在此情形下，呖吋別的漁獲量等即可當作統計資料（進貨箱數等）。而漁獲物全體的年齡組成或體長組成，則可依呖吋別的統計資料及各呖吋的年齡組成或體長組成分層抽出調查，再予以推估。

年齡查定需要花費相當多時間，所以，很少直接推估各呖吋別的年齡組成。通常是選擇比較容易蒐集的體長資料，再據以推估體長組成，並使用體長組成與年齡－體長相關表（age-length key）來推估年齡組成。所謂年齡－體長相關表係指給予體長時的年齡分布（有條件的機率）。現將某呖吋別中的年齡與體長分別以 a 與 l 來表示，年齡組成以 $P(a)$ 、體長組成以 $P(l)$ 、該體長範圍的年齡分布以 $P(a|l)$ 來表示，則可以下式來推估 $P(a)$ ：

$$\hat{P}(a) = \sum_{l=l_0}^{l_{\max}} \hat{P}(l_i) \hat{P}(a|l_i) \quad (8.1)$$

使用大小別 $\hat{P}(a)$ 與呖吋統計，即可推估年齡組成。不同呖吋別間的 $P(a|l)$ 若無差異，在推估全體的 $P(l)$ 之後，也可使用共通的 $P(a|l)$ 來推估 $P(a)$ 。

表 8.1 三線雞魚的年齡 - 體長相關表

組別 \ 年齡 (年)	1	2	3	4	5	6	7
特大				$\frac{2}{5}$	$\frac{2}{5}$	$\frac{24}{25}$	$\frac{1}{25}$
大			$\frac{6}{35}$	$\frac{49}{70}$	$\frac{4}{35}$	$\frac{1}{70}$	
中		$\frac{9}{82}$	$\frac{68}{82}$	$\frac{5}{82}$			
小		$\frac{67}{81}$	$\frac{14}{81}$				
末		1					
特小	1						

(木村, 1987)

表 8.1 為引用自木村 (1987) 的三線雞魚資料。1979 年的呖吋組成為：

特大 $\frac{39}{9,856}$ 大 $\frac{2,327}{9,856}$ 中 $\frac{3,131}{9,856}$ 小 $\frac{2,714}{9,856}$ 末 $\frac{1,645}{9,856}$

由 (8.1) 式可推估 1979 年的年齡組成為：

2 歲 43% 3 歲 35% 4 歲 18.6% 5 歲 2.9% 6 歲 0.4% 7 歲 0.02%

對於不容易進行年齡查定的種類如甲殼類等，可利用體長組成來推估年齡組成。此方法是將體長組成以年齡別體長組成的和來表示，再推估包含在體長組成中各年齡群的比例。具體而言，大多把體長組成以複合常態分布來表示，只是應用時必須先知道在該體長組成中年齡群的數目。

以 Δl (cm) 表示體長階級的幅度、以 l_i (cm) 表示第 i ($=1, 2, \dots, m$) 個體長階級的階級值、以 c_i ($0 \leq c_i \leq c, \sum_{i=1}^m c_i = c$) 表示包含在體長組成的觀測值中的標本數，並假定 c_i 的概率分布為多項分布。隨機抽出 1 尾魚時，該魚的體長階級為 l_i 的概率以 $P(l_i)$ 表示。設包含於體長組成中年齡群的數目 n 為已知，以 p_a ($0 < p_a < 1, \sum_{a=1}^n p_a$) 表示第 a ($=1, 2, \dots, n$) 年齡群的個體數比例，以 $P_a(l_i)$ 表示 a 年齡群中體長 l_i (cm) 的比例，則 $P_a(l_i)$ 可以下列之複合常態分布來表示。

$$P(l_i) = \sum_{a=1}^n p_a P_a(l_i) \quad (8.2a)$$

$$P_a(l_i) = \frac{\gamma_a}{\sqrt{2\pi\sigma_a^2}} \exp\left\{-\frac{(l_i - \bar{l}_a)^2}{2\sigma_a^2}\right\} \quad (8.2b)$$

$$\gamma_a = \left[\sum_{k=1}^{\infty} P_a\left((k - \frac{1}{2})\Delta l\right) \right]^{-1} \quad (8.2c)$$

而從多項分布的對數概似度可以下式來表示 (Tanaka and Tanaka, 1990)。(3n-1) 個未知的參數 $(\bar{l}_1, \dots, \bar{l}_n, \sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2, p_1, \dots, p_{n-1})$ 可利用 (8.3) 式之最大化來推估。

$$l = \ln\left(\frac{c!}{c_1! c_2! \dots c_m!}\right) + \sum_{i=1}^m c_i \ln\{P(l_i)\} \quad (8.3)$$

表 8.2 與圖 8.1 所示為赤鯨的體長組成資料與假定 $n=6$ ，並用 (8.3) 式來推估的結果。由圖 8.1 可看出，在此體長組成中，各年齡群的眾數 (mode) 均非常清楚，類似這種例子，就能順利推估。但是若是不能清楚的呈現，則推估上就會發生困難。而且，高齡時成長會停頓，年齡群的分離變得困難，以致最大體型的年齡群中還會包含好幾個年齡群。

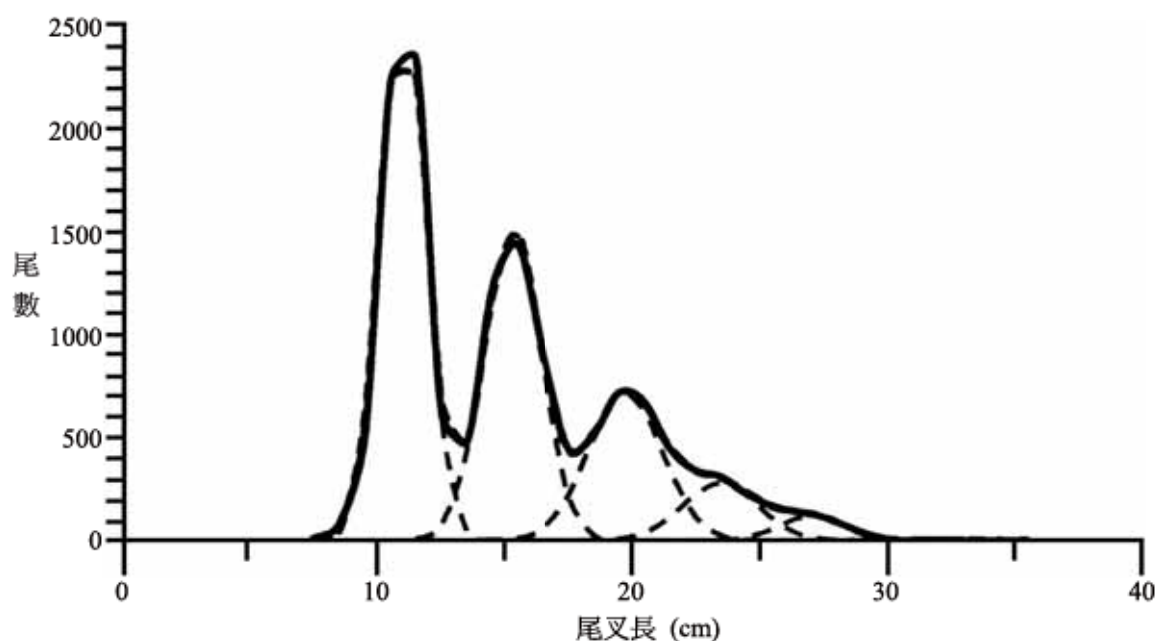


圖 8.1 赤鯨體長組成的觀測值與理論值。實線：觀測值，點線：理論值，破折線：各年齡群尾數的推估值

表 8.2 赤鯨的體長組成資料*與參數的推估值

(A) 資料

尾叉長 (cm)	觀測值	理論值	尾叉長 (cm)	觀測值	理論值
7-8	7	6.85	22-23	341	361.64
8-9	79	43.32	23-24	310	286.07
9-10	509	555.31	24-25	228	214.13
10-11	2,240	2257.34	25-26	168	162.66
11-12	2,341	2271.64	26-27	140	143.18
12-13	623	662.37	27-28	114	115.45
13-14	476	474.80	28-29	64	60.11
14-15	1,230	1210.80	29-30	22	23.17
15-16	1,439	1484.25	30-31	0	9.81
16-17	921	866.42	31-32	2	4.55
17-18	448	519.51	32-33	2	2.04
18-19	512	495.85	33-34	0	0.86
19-20	719	718.99	34-35	0	0.34
20-21	673	673.00	35-36	1	0.13
21-22	445	429.40	共計	14,054	14,054.00

(B) 參數的推估值

年齡群 (i)	平均體長 (cm)	分散度 (cm ²)	個體數比率
1	11.00	0.763	0.4105
2	15.29	1.291	0.3050
3	19.75	2.081	0.1849
4	23.48	2.159	0.0729
5	27.07	1.571	0.0264
6	33.12	1.243	0.0003

*引用自：田中 (1956)

有許多推估方法是以複合常態分布模式為基礎，例如，將 $\bar{l}_i$ 以成長式來代替；導入 σ_a^2 隨著成長而增加的模式；將多組體長組成整合起來，推估其成長式等^{註 12)}。

註 12) 稱為 MULTIFAN 的手法即為此方法之一，且經常被使用

8.2 VPA

8.2.1 推估方法

VPA 又稱為 cohort 解析法，係使用年別年齡別漁獲尾數、自然死亡係數^{註 13)}、terminal F 等來計算年別年齡別漁獲尾數之方法的統稱。所謂 terminal F ，即為可利用的年別年齡別漁獲尾數資料中各年級群的最高年齡的漁獲係數。例如，漁獲尾數資料中最低齡的年齡若為 1 歲，而較最近年的 1 年前正好是 1 歲的年級群的 terminal F ，為此年級群 2 歲時的漁獲係數。所謂 cohort，其實就是年級群的意思，此方法即以 1 年級群的年齡別資源尾數的計算為基礎。通常自然死亡係數的推估值是不太容易得到的，但經過 ICES 長年的調查研究，其值幾乎都已經知道，也因為如此，此方法才得以開發出來。

VPA 大致可分成：(1) single cohort 解析；(2) separable VPA；(3) tuning VPA 及 (4) 資源統合法等 4 種方法，近年來最常被利用的為 tuning VPA 或資源統合法。但是，要理解 VPA，首先必須理解 single cohort 解析法。

Single cohort 解析的假設包括：(1) 年別年齡別漁獲尾數無誤差；(2) 自然死亡係數無年變動，而且可利用其推估值；(3) 可利用各 cohort 的 terminal F 、漁獲率或資源尾數的任何一項推估值。今以 $N_{a,t}$ 表示 $t (=1, 2, \dots, T)$ 年時， $a (=a_r, a_r+1, \dots, A)$ 歲的資源尾數、 $C_{a,t}$ 表示漁獲尾數、 $F_{a,t}$ 表示漁獲係數、 $E_{a,t}$ 表示漁獲率，則如 2.2 節求得般，下列關係式成立：

$$N_{a,t} = N_{a-1,t-1} \exp(-F_{a-1,t-1} - M) \quad (8.4)$$

$$C_{a,t} = E_{a,t} N_{a,t} \quad (8.5)$$

$$E_{a,t} = \frac{F_{a,t}}{F_{a,t} + M} \{1 - \exp(-F_{a,t} - M)\} \quad (8.6)$$

使用此關係式，將 1 個年級群的各年齡的數目，依最高年齡到低年齡的順序，計算出現在年別年齡別漁獲尾數中的資源尾數。今假設出現於年別年齡別漁獲尾數中某 cohort 的最高年齡為 a ，此 cohort 的 terminal F 為 $F_{a,t}$ ，且為已知，則 $N_{a,t}$ 值可將 (8.5)

註 13) 資源的諸參數中， M 的推估是最困難的工作之一，大都以假設值來代替。由其他資料來推估 M 值的方法包括：(1) 從資源初期的年齡組成來推估；(2) 由成長式等參數、壽命及 M 值的關係式來推估 (Beverton and Holt, 1959; Pauly, 1980; 田中, 1960)；(3) 從 1 個年級群生物量的推移來判斷等。

式變形而由下式算出，即

$$N_{a,t} = \frac{C_{a,t}}{E_{a,t}} \quad (8.7)$$

另外，若 $E_{a,t}$ 也是已知的話，則亦可由上式算出 $N_{a,t}$ 值。其次，來考慮利用 $N_{a,t}$ 值來計算 $N_{a-1,t-1}$ 值。從 (8.5) 式可知 $N_{a-1,t-1} = C_{a-1,t-1} / E_{a-1,t-1}$ ，將之與 (8.6) 式代入 (8.4) 式，並加以整理後可得下式：

$$C_{a-1,t-1} - N_{a-1,t-1} E_{a-1,t-1} \exp(F_{a-1,t-1} + M) = 0 \quad (8.8)$$

(8.8) 式中未知的參數僅 $F_{a-1,t-1}$ ，其數值解可利用 Newton 法來計算。若能算出 $F_{a-1,t-1}$ 值，則可將 (8.4) 式改變成下式來計算 $N_{a-1,t-1}$ 值：

$$N_{a,t} = N_{a-1,t-1} \exp(F_{a-1,t-1} + M) \quad (8.9)$$

由此，即可計算出 1 歲稚齡魚的資源尾數。從最高年齡，利用「蕃薯藤式」重複計算到漁獲開始年齡為止，進而，可回算出加入年齡時的尾數 (圖 8.2)。以上所述即為 single cohort 解析的計算方法。

在此計算方式中，縱然 M 值是正確的，但若由於 terminal F 有誤差存在，則有可能無法正確逆算。於是，Pope (1972) 乃針對 F 有誤差存在時，對低年齡尾數的影響加以檢討。從最高年齡向某年齡逆算時，可算出的累積漁獲係數值與該年齡之尾數的誤差關係，如圖 8.3 所示。由圖可知，隨著累積漁獲係數的變大，資源尾數計算值的相對誤差會幾何級數的變小。也就是說，縱然 terminal F 有些許誤差，但只要累積漁獲係數夠大，則數量多的低年齡尾數就會比較正確。VPA 之所以常被利用的理由之一，即為此項特性。 M 或 F 值被認為不是正確時，可進行敏感度測試。所謂

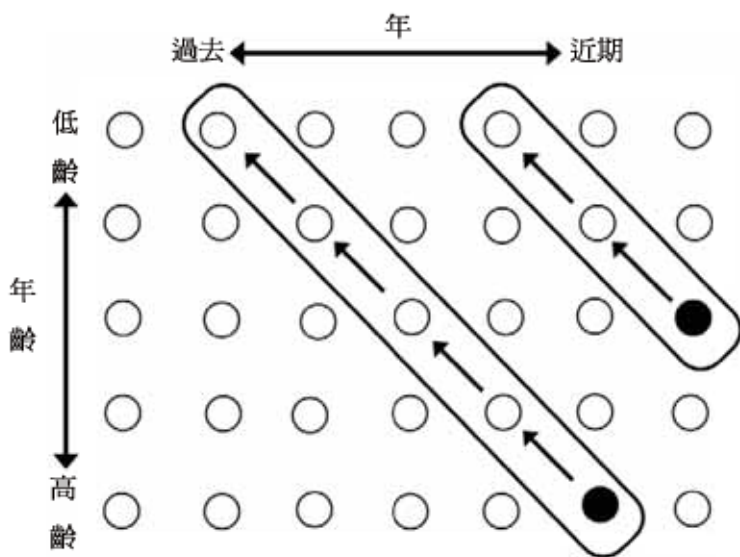


圖 8.2 Single cohort 解析法的計算步驟。○表示年齡別資源尾數。斜橢圓圈起的部分表示 1 個年級群。在此分析中，是從各 cohort 的最高年齡的尾數(●)依箭號的方向(低齡魚方向)逆算

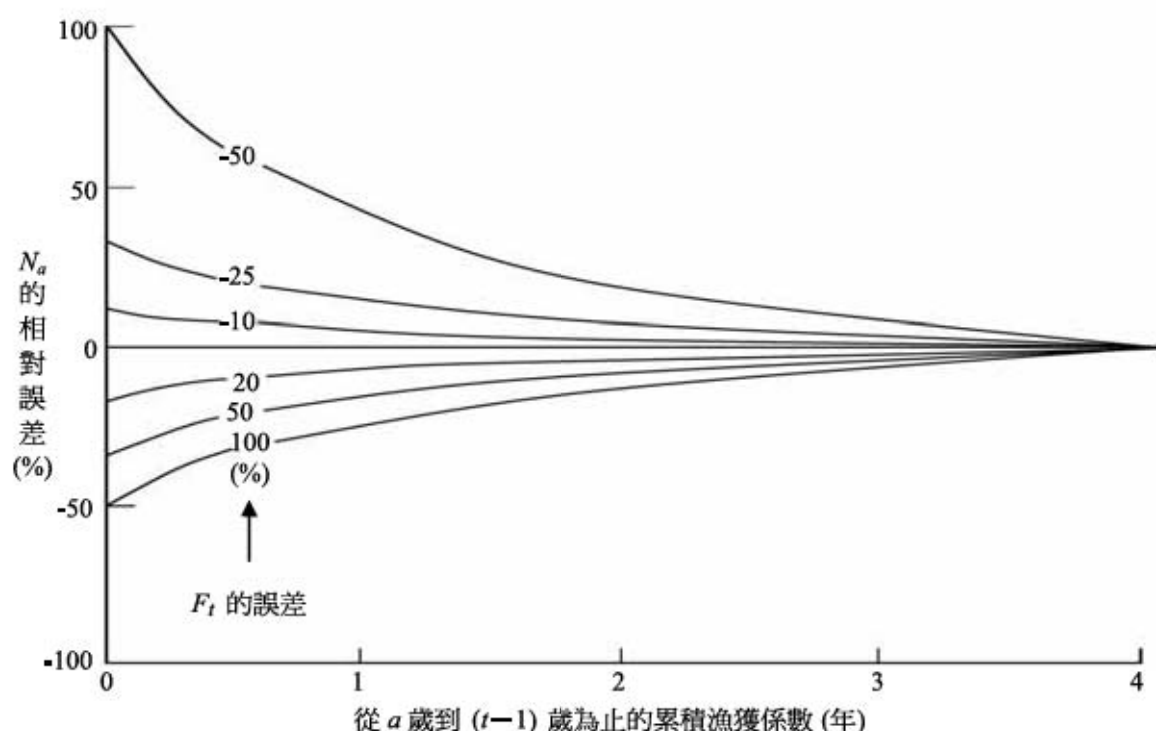


圖 8.3 Terminal F (F_t) 的誤差對 N_a 造成的影響

時，可進行敏感度測試。所謂敏感度測試，就是使用 M 或 F 的上限與下限值來計算，再看結果的範圍的方法。

但仍有下述缺點。從最近期的低年齡群來逆算時，只有少量可以逆算，所以累積漁獲係數偏小，結果，尾數的相對誤差容易變大，特別是對最低年齡，其漁獲係數的誤差會直接產生影響。有關此點，就參考最近的資源量，檢討今後如何管理而言，是有所困難的。而且，因為不是統計推估，所以無法判定推估值的精確度。

其次為 separable VPA 的方法，亦即假設年別年齡別漁獲尾數的資料符合般地來推估漁獲尾數的理論模式參數的方法。此方法中的假設包括：(1) 年別年齡別漁獲係數可以年齡別選擇率與年別漁獲係數的乘積來表示（分離可能性）；(2) 自然死亡係數無變動，其推估值可利用；(3) 漁獲量無觀測誤差等。從假設 (1)，將年齡別選擇率以 $s_a (> 0)$ 來表示、年別漁獲係數以 $f_t (> 0)$ 來表示，則可以下式來表示 $F_{a,t}$ ：

$$F_{a,t} = s_a f_t \quad (8.10)$$

而且，假設 $\ln(C_{a,t})$ 為下式所示的常態分布的隨機變數，則：

$$\ln(C_{a,t}) = \ln(E_{a,t}N_{a,t}) + \varepsilon_{a,t} \quad (8.11)$$

$$\varepsilon_{a,t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (8.12)$$

需推估的參數除 $(A - a_r)$ 個 s_a 、 T 個 f 之外，還包括最低年齡群每年的資源尾數 $N_{a_r,t}$ (T 個) 及最老年的年齡別資源尾數 $N_{A,1}$ [$(A - a_r)$ 個]，共計 $2(T + A - a_r)$ 個。此方法與 single cohort 解析不同，利用從各年級群中最低年齡向高齡的方向計算，可計算出殘存的 $N_{a,t}$ 。 $(s_a, f_t, N_{a_r,t}, N_{A,1})$ 值可使用對數概似度，以最大概似推估法來推估。解則可以 Simplex 法或 Marquardt 法來探索。推估值的誤差評估則以 Bootstrap 法來進行。

$$ll = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{a=a_r}^A \left[\ln(2\pi\sigma^2) + \frac{\{\ln(C_{a,t}) - \ln(E_{a,t}N_{a,t})\}^2}{\sigma^2} \right] \quad (8.13)$$

以上即為利用 separable VPA 來推估的方法之一。此方法的優點為年別年齡別漁獲尾數雖有誤差，但其推估值的精確度仍頗受肯定。只是對於年年變動的漁業，卻假設年別選擇性是固定的，經常與現實不符，而且，誤差測定並不周全 (Akamine, 1987)。年齡別選擇性有年變化時，可將選擇率以年齡的函數來表示，減少參數的數目，再將推估期間區分成若干個期間來推估。

第3種方法的 tuning VPA 假設之1例為：(1) 自然死亡係數無變動，而其推估值可利用；(2) 漁獲物中最高年齡的漁獲係數維持一定 ($F_{A,1} = F_{A,2} = \dots = F_{A,T}$)，不依年別而變。此假設中未知的參數為 $F_{A,T}(a = a_r, a_r + 1, \dots, A)$ ，此值若決定，其他的 $F_{a,t}$ 與 $N_{a,t}$ 值，均可利用 single cohort 解析法的計算步驟計算出來。

Tuning VPA 中除 $C_{a,t}$ 外，使用 CPUE 的時系列資料，並以符合此資料的變化來推估 $F_{a,T}$ 。分別以 $C_{i,a,t}$ 、 $u_{i,t}$ 、 $F_{i,a,t}$ 、 $s_{i,a,t}$ 來表示第 i ($= 1, 2, \dots, n$) 種漁業的漁獲量、CPUE、漁獲係數、選擇率，並假設 $\ln(u_{i,t})$ 為下列所示的常態分布的隨機變數。

$$\ln(u_{i,t}) = \ln(q_i \sum_{a=a_r}^A s_{i,a,t} \bar{N}_{a,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8.14)$$

$$s_{i,a,t} = \frac{F_{i,a,t}}{F_{i,A,t}} \quad (8.15a)$$

$$F_{i,a,t} = \frac{C_{i,a,t}}{\sum_{i=1}^I C_{i,a,t}} F_{a,t} \quad (8.15b)$$

$$\bar{N}_{a,t} = \frac{N_{a,t}}{F_{a,t} + M} \{1 - \exp(-F_{a,t} - M)\} \quad (8.15c)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (8.16)$$

$F_{a,T}$ 值可使用下列之對數概似度，以最大概似推估法來推估。

$$ll = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^I \left[\ln(2\pi\sigma^2) + \frac{\{\ln(u_{i,t}) - \ln(q_i \sum_{a=a_r}^A s_{i,a,t} \bar{N}_{a,t})\}^2}{\sigma^2} \right] \quad (8.17)$$

其解可以 Simplex 法或 Marquardt 法來探索。推估值的誤差評估則可以 Bootstrap 法來進行，推估值是否有偏差，可利用 retrospective analysis 來檢討 (平松，1996)。

於此，對 retrospective analysis 簡單說明如次。如圖 8.4 所示，即利用累積漁獲係數若大，則低年齡的尾數就會比較正確的方法。若某年的總資源尾數 ($\sum_a N_{a,t}$) 中，低年齡尾數的比率大，且若數量多的低年齡的尾數是正確的，數量少的高年齡的尾數雖然會有些不符，但總資源尾數的值也不會有太大的差異。因此，料想較早年代的總資源尾數值應該不會有太大的差異。現在，假設有到 1995 年的資料，使用到 1995 年止的全部的資料來推估的話，則可期待較早年代的資源量會比較安定。於此，從最近的資料開始，1 次刪除 1 年的資料，使用 1994 年、1993 年、1992 年……各年為止的資料疊代計算，推估該時點上最近年的資源量，來看是否變成同樣的值。此例如圖 8.4 所示，由圖中之 (A) 顯示無太明顯的傾向，(B) 顯示對最近的資源量可能低估了，(C) 顯示相反的情形。依此等結果，可判斷推估值是否有偏差。

Tuning VPA 中，年齡別選擇率為年年變化也好，或者 $C_{a,t}$ 有誤差也行，都可以利用 Bootstrap 法來進行誤差評估，許多種漁業的 CPUE 的時系列資料無法利用時，最近的資源尾數的信賴區間仍舊會變寬。為何呢？因為未知參數 $F_{a,t}$ 多達 $(A - a_r + 1)$ 個。多種漁業的時系列資料無法利用時，可預先作 $F_{a,t} = F_{a_r,t} + \{(F_{A,T} - F_{a_r,T}) / (A - a_r)\}(a - a_r)$ 等假設，減少未知參數的數目，再來推估。

以上，為利用推估方法之一。之所以說「之一」，是因為上述之假設可以用別的假設來替換，而有多樣的模式。此外，也可以擴張到可利用年齡別 CPUE 時系列資料的案例上。除了這裏所介紹的，其他還有好幾個另外花費工夫的方法，也有可以運用到多樣魚種的結果，對象魚種及如何運用，留給讀者去思考。有關方法論方面，平松 (1996) 有

簡潔明瞭的解說，請讀者自行參閱。

最後的資源統合法 (Stock Synthesis) 屬於第 2 種方法 separable VPA 的發展型，係將年別年齡組成、漁獲尾數、CPUE、成長式等各種原始資料加上權重的對數概似度的和，再用以推估資源尾數或漁獲係數。Tuning VPA 等方法是使用年齡組成或漁獲尾數的推估值來估算年齡別漁獲尾數，並認為推估得的年別年齡別漁獲尾數是正確的。當然，如同上述所介紹，可利用 Bootstrap 等方法來計算誤差。但是，Tuning VPA 的推估性能即使不錯，但形式上不是使用 smart 的統計模式來推估的，而且，不一定會將體長組長、年齡查定、漁獲量等各式各樣的資料在推估過程中的誤差全部反映出來，而此法也正是為解決此等問題而發展出來的方法。但是，原始資料若是月別漁場別，則最小的樣本抽出單位數會變多，參數也會增加，所以，也可以說電腦科技的進步為本方法的最大支柱。

此方法中的基本假設與 separable VPA 一樣：(1) 年別年齡別漁獲係數可以年齡別選擇率與年別漁獲係數的乘積來表示 (分離可能性)；(2) 自然死亡係數無變動，可利用其

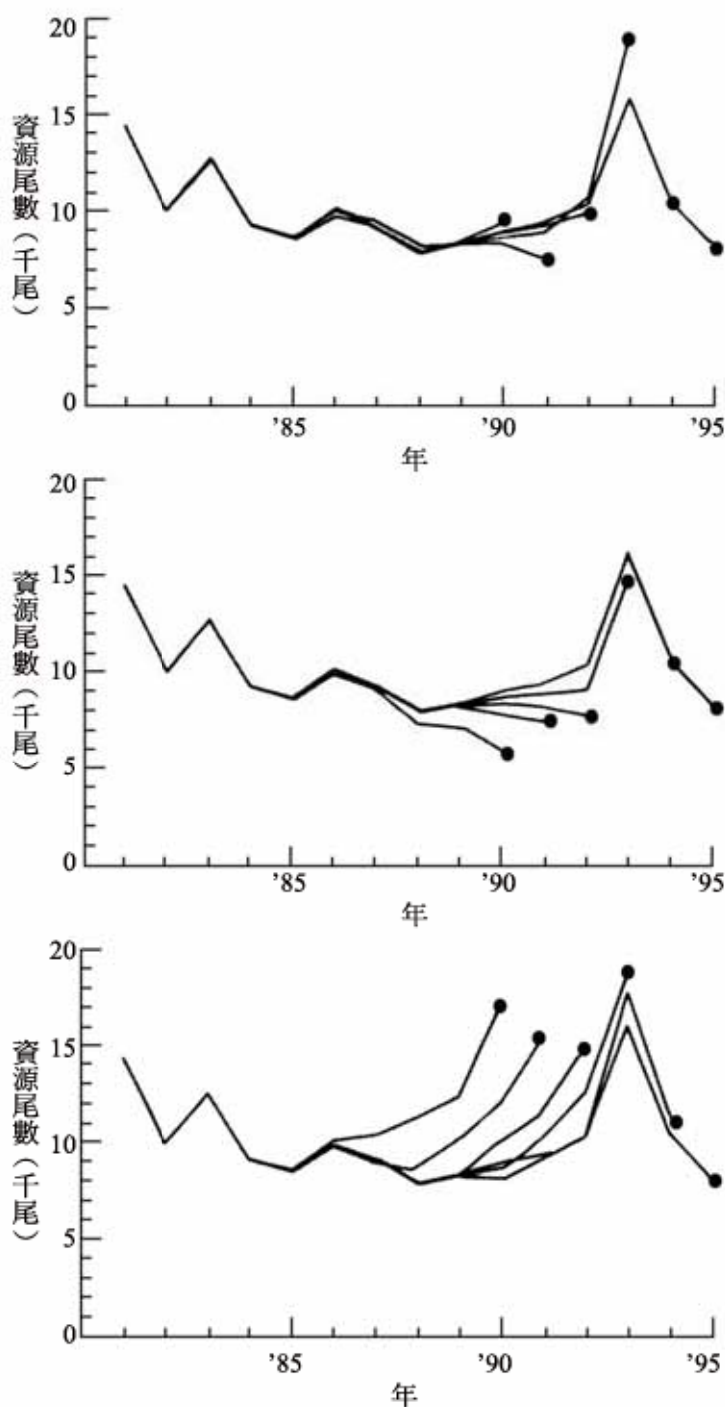


圖 8.4 Little'spective analysis 之例

推估值。所使用的資源動態模式也跟 separable VPA 相同，使用於推估的對數概似度是 (漁獲量的對數概似度)+(CPUE 的對數概似度)+(體長組成的對數概似度)+(年齡組成的對數概似度)+(成長式的對數概似度)+……，最後再加上權重的同時對數概似度，所以是相當複雜的。本書雖未詳細介紹，但在推估鮪類資源量時，經常會用到。

8.2.2 數值例

跟以前大不相同，現在高性能的電腦非常普及，上述的式子利用市售的任何計算軟體均可計算出來，甚至使用桌上型計算機即可以算出。茲以適用於簡單 single cohort 解析之例子說明如下。表 8.3 所示為瀨戶內海東部郡嘉鱻魚的 $C_{a,t}$ ，而表 8.4、8.5 則為使用 $M=0.2$ (以年為單位) 來計算 $F_{a,t}$ 與 $N_{a,t}$ 值之結果。各年資源尾數的感度分析結果，如圖 8.5 所示，可看出，由於加上強度之漁獲壓力，較早年代的資源尾數對 terminal F 值而言，是遲鈍的。此與 Pope (1972) 所指摘的是一致的。

表 8.3 瀨戶內海東部郡嘉鱻魚的年別年齡別漁獲尾數 (千尾)

年 年齡	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
1	787	1075	941	1259	1176	1184	1703	2486	2572
2	266	325	312	393	345	369	360	817	549
3	96	86	84	96	80	109	100	151	116
4	27	37	36	43	35	50	61	66	48
5	11	14	14	13	13	18	19	20	15

島本 (1996) 部分資料

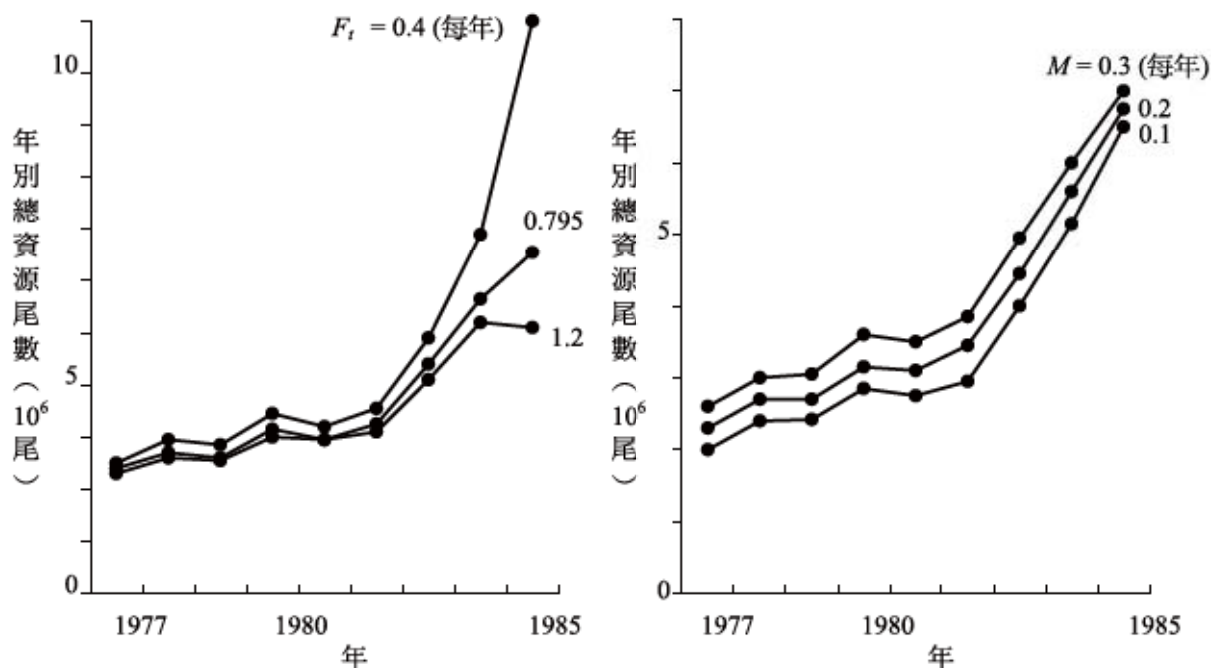
表 8.4 使用表 8.2 的資料以 single cohort 解析法所計算出的漁獲係數 (以年為單位)。灰色欄中所顯示的值假定為 terminal F 值

年 年齡	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
1	0.7912	0.9638	0.8008	0.9619	0.9178	0.8896	0.8352	1.1063	0.7950
2	0.8397	0.9337	0.8577	0.9789	0.7822	0.8601	0.7628	1.4188	0.7950
3	0.6049	0.7349	0.6723	0.7163	0.5379	0.6144	0.6036	0.8799	0.7950
4	0.6250	0.7825	0.8079	0.9093	0.6288	0.7802	0.8620	1.0874	0.7950
5	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950	0.7950

島本 (1996) 部分資料

表 8.5 使用表 8.2 的資料以 single cohort 解析所計算出的資源尾數 (千尾)

年 年齡	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
1	1568	1887	1860	2213	2128	2185	3273	4026	5107
2	509	582	589	684	693	696	735	1163	1090
3	166	180	187	205	210	259	241	281	230
4	63	74	71	78	82	101	115	108	95
5	22	28	28	26	26	36	38	40	30
合計	2328	275	2753	3206	3139	3277	7702	5618	6552

圖 8.5 感度檢測結果。 F_t 表示 terminal F 、 M 表示自然死亡係數

其次，使用北太平洋東北部狹鱗庸鰈的資料 (Hoag and MacNaughton, 1978)，並以 tuning VPA 來計算。雖不知道拖網漁業的努力量，但延繩漁業的努力量可以剩餘生產量模式的參數推估項來表示，所以 CPUE 值可計算出來。若假設如表 8.6 所示的選擇性，則未知的參數變成 2 個，即 $F_{A,T}$ 與 q ，在此假設下，適用上述 tuning VPA 的結果，如表 8.7 所示， $F_{A,T}$ 與 q 的推估值的 CV 均小，僅分別為 0.16 與 0.084，為可信賴的值。圖 8.6 所示為標準化殘差的 plot，可看出誤差可謂無系統性，分散可謂一定。表 8.8 所示為標

準化殘差的累積值的相對度數與常態分布的累積值的相對度數，二者間似乎沒太大差別。更進一步地，由圖 8.7 可看出 retrospective analysis 的結果，可說有明顯的傾向，應該也可以說是無偏差吧！

圖 8.8 所繪為資源量的點推估值與 $\pm SE$ ，可看出點推估值 $\pm SE$ 的幅度會隨著年代的推移而多少變寬，但最近幾年其範圍則變小。由以上所述，除選擇性的假設問題外，其推估值在統計上也可得到可信賴的結果。以往，點推估完成後，大概也就結束了，但最近變成對任何推估方法也必須表示假設的妥當性或推估值的偏差。

因為無法表示上述情形者，推估值無法獲得信賴，所以，這些手續變得不可或缺。

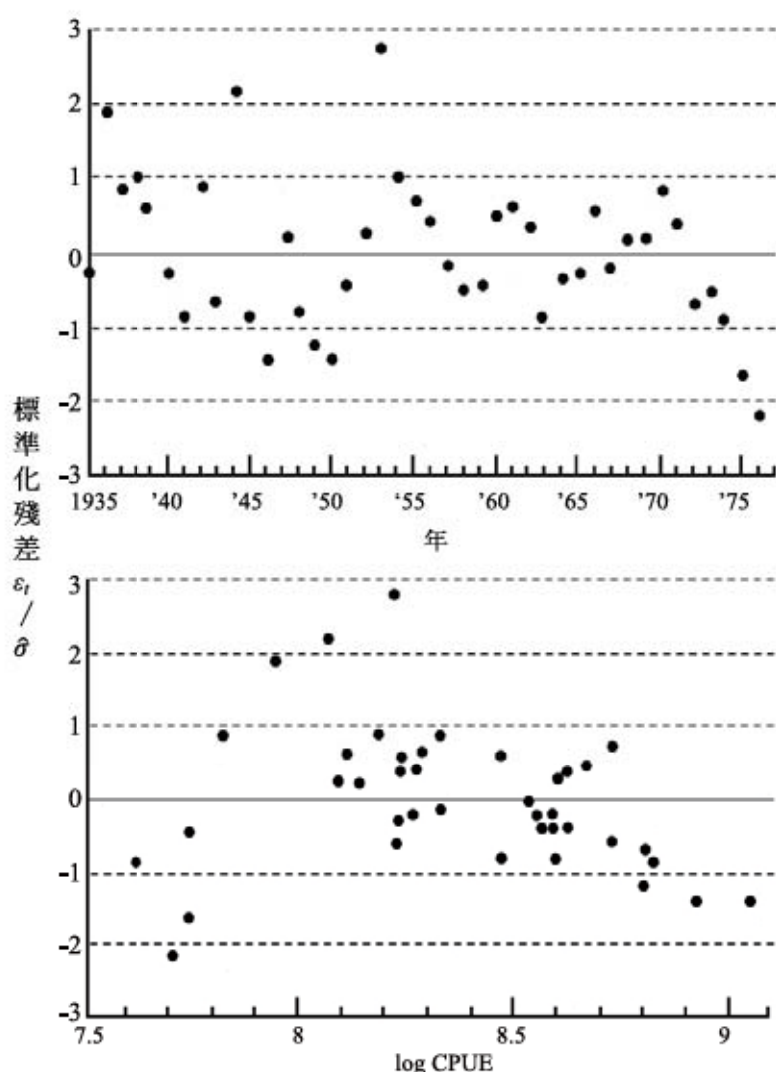


圖 8.6 標準化殘差的 plot。上下圖中的殘差為正的數均為 20、成為負的數均為 22，連的數為 17

表 8.6 選擇性假設值

年齡 (a : 年)	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$S_{a, T_{max}}$	0.04	0.25	0.25	0.37	0.46	0.68	0.68	0.79	0.79
年齡 (a)	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$S_{a, T_{max}}$	0.83	0.83	0.83	1.00	1.00	1.00	0.75	0.75	0.75

表 8.7 以 tuning VPA 來推估狹鱗庸鰈的參數的結果

LL	F_{Amax} (SE) (1/年)	q^* (SE) ($10^{-6} \times 1 / \text{skate}$)
5.174586	0.07856 (0.01221)	6.135 (0.515)

*該值為延繩釣漁業的值

表 8.8 標準化殘差之累積值與常態分布的分布函數值

ε_i / σ	-2	-1	0	1	2	3
相對累積頻度	0.0238	0.1190	0.5238	0.9048	0.9524	1.000
理論值	0.0228	0.1587	0.5000	0.8413	0.9977	0.9987
差的絕對值	0.0010	0.0397	0.0238	0.0635*	0.0453	0.0013

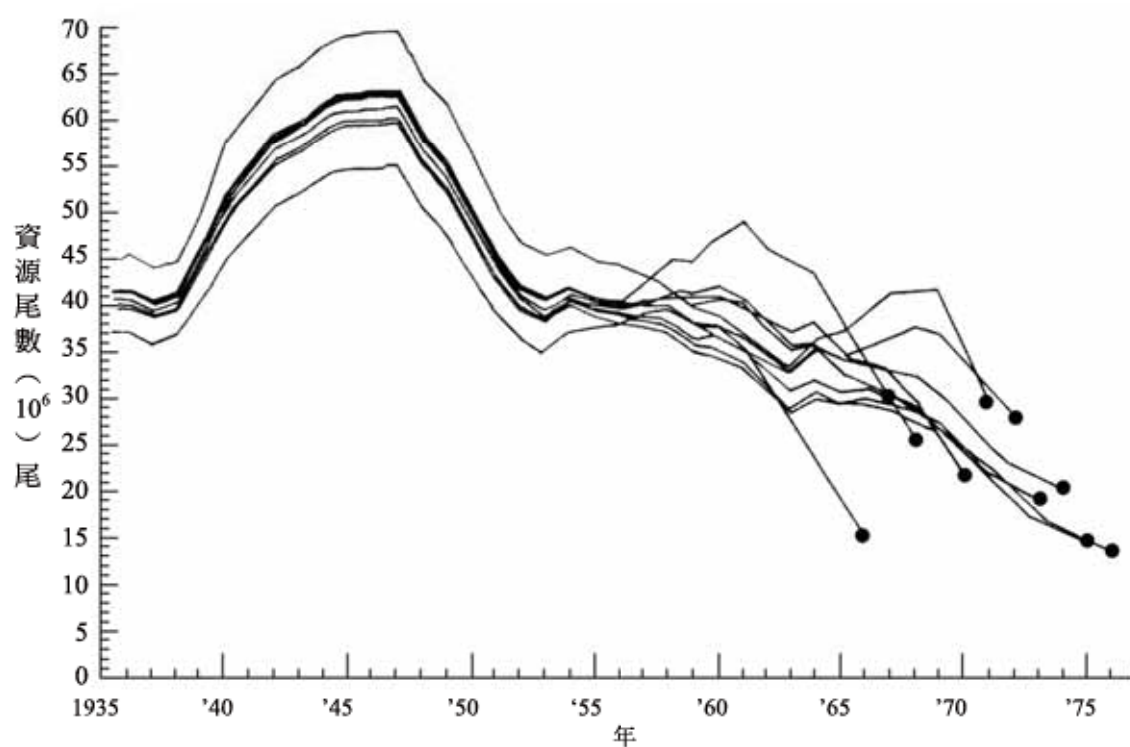
* $P > 0.2$ 

圖 8.7 Retrospective analysis 的結果

8.3 除去法

本方法係應用於：(1) 資源未進出漁場；(2) 漁獲壓力高；(3) 漁期短（例如 1 個月左右），且不考慮自然死亡與成長的場合。在此情況下，尾數或重量之資源量完全係因

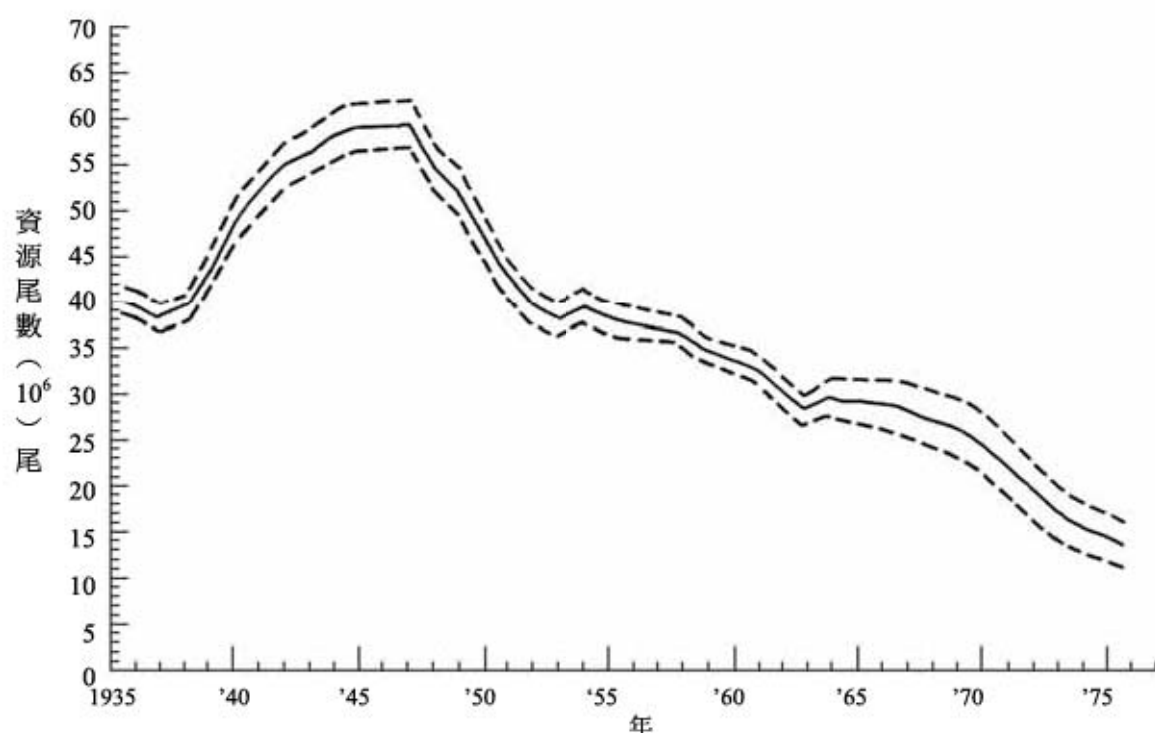


圖 8.8 以 Tuning VPA 推估管理海區 2 內的狹鱗庸鯪的資源量。實線代表點推估值；虛線代表點推估值 $\pm$ SE 的範圍

為漁獲而減少，所以，資源尾數與漁獲尾數的時系列變化可以下列微分方程式來表示。

$$\frac{dN_t}{dt} = -qx_t N_t \quad (8.18)$$

$$\frac{dC_t}{dt} = qx_t N_t \quad (8.19)$$

此處之 x_t 為時刻 t 時投下的漁獲努力量 (努力 / 時間)。將 (8.18)~(8.19) 式在初期條件 $t=0$ 的 $N_t=N_0$ 、 $C_t=0$ 的條件下，來解時，可得下列方程式：

$$N_t = \begin{cases} N_0 \exp(-qX_t) & (\text{使用累積努力量的類型}) \\ N_0 - C_t & (\text{使用累積漁獲尾數的類型}) \end{cases} \quad (8.20a)$$

$$(8.20b)$$

$$C_t = \begin{cases} N_0 \{1 - \exp(-qX_t)\} & (\text{使用累積努力量的類型}) \\ N_0 - N_t & (\text{使用累積漁獲尾數的類型}) \end{cases} \quad (8.21a)$$

$$(8.21b)$$

$$X_t = \int_0^t x_t dt \quad (8.22)$$

此處之 X_t 為到 t 時間為止的累積努力量。從 (8.20a)~(8.21b) 式可知，在此前提下，資源尾數的減少量等於漁獲尾數的關係式是成立的。 dC_t/dt 為時間 t 時的漁獲尾數， c_t 除以 x_t 所得到的值 c_t/x_t 為時間 t 時的 CPUE u_t (尾/努力量)，可以下式來定義：

$$c_t = \frac{dC_t}{dt} \quad (8.23a)$$

$$u_t = \frac{c_t}{x_t} \quad (8.23b)$$

由以上的式子， u_t 可以下式來表示，即：

$$u_t = \begin{cases} qN_0 \exp(-qX_t) & \text{(使用累積努力量的類型)} \\ q(N_0 - C_t) & \text{(使用累積漁獲尾數的類型)} \end{cases} \quad (8.24a)$$

$$(8.24b)$$

一般都把 (8.24a) 式稱為 de Lury (第 1) 模式、(8.24b) 式稱為 Leslie 模式 (或 de Lury 的第 2 模式)。

其次，把 (8.23a)~(8.23b) 式以離散模式來表示，首先，考慮 Leslie 模式，將獨立變數的漁獲尾數的觀測誤差認為可以忽略。推算 u_t 時，要考慮：(1) 與時間 $t (=1, 2, \dots, T)$ 期的初期資源量呈比例；(2) 與 t 與 $t+1$ 間的平均資源量呈比例。在 (1) 的情況下， t 期初的 N_t 為從 N_0 中減少 C_{t-1} ，而 (2) 的情況下，則是近似地減少 $(C_{t-1} + C_t)/2$ 。所以， u_t 變成：

$$u_t = \begin{cases} q(N_0 - C_{t-1}) & (8.25a) \\ q(N_0 - \frac{C_{t-1} + C_t}{2}) & (8.25b) \end{cases}$$

而且，(8.25) 式中， $u_t = c_t/x_t = (C_t - C_{t-1})/x_t$ ，兩邊同時含有相同的變數，所以，在推估時必須特別注意。

de Lury 模式中，可將獨立變數的努力量的觀測誤差忽略，且 u_t 與 Leslie 模式同樣有 2 種情形，因此可得到下列 2 個算式：

$$u_t = \begin{cases} qN_0 \exp(-qX_t) & (8.26a) \\ qN_0 \exp(-q \frac{X_{t-1} + X_t}{2}) & (8.26b) \end{cases}$$

其次，有關參數的推估法方面，有 u_t 加上誤差變動形式的傳統類型，及把 c_t 以多項分布來表示的類型。首先，前者的情況是將 u_t 的觀測值以 $u_{obs,t}$ 來表示，並考慮如下式之 $u_{obs,t}$ 誤差模式。

$$u_{obs,t} = \begin{cases} u_t + \varepsilon_t & \text{(加法誤差)} \\ u_t \exp(\varepsilon_t) & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (8.27a)$$

$$(8.27b)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (8.28)$$

$u_{obs,t}$ 係得自標本船調查的值，設想包含觀測誤差之情況下，無論是加法誤差模式或乘法誤差模式中， C_t 、 X_t 雖無觀測誤差，但設想 q 會因環境變動而有概率變動時，即可使用乘法誤差模式。另外，為推估未知參數 (N_0, q) ，可以下列式子將對數概似度最大化求得^{註 14)}：

$$l = \begin{cases} -\frac{T}{2} [\ln(2\pi\hat{\sigma}^2) + 1] & \text{(加法誤差)} \\ -\frac{T}{2} [\ln(2\pi\hat{\sigma}^2) + 2 \overline{\ln(u_{obs})} + 1] & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (8.29a)$$

$$(8.29b)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (u_{obs,t} - u_t)^2 & \text{(加法誤差)} \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \{\ln(u_{obs,t}) - \ln(u_t)\}^2 & \text{(乘法誤差)} \end{cases} \quad (8.30a)$$

$$(8.30b)$$

還有一種參數的推估法為導入 1 尾魚被漁獲機率 p_t 的方法。即 t 期的努力量為 x_t ，可由下式求得：

$$p_t = 1 - \exp(-qx_t) \quad (8.31)$$

假設 c_t 無觀測誤差。 t 期初期的資源尾數為 N_t ，在 N_t 時，假設僅漁獲 c_t 的條件下，則其機率 $P(c_t | N_t, q, x_t)$ 可以下列二項分布來表示：

註 14) 乘法誤差模式取對數時，變成 $y_t = a + bx_t + \varepsilon_t$ 的形式，利用最大概似推估法即可與最小平方方法同樣地給予推估值。另外，請特別注意 $u_{obs,t}$ 的期望值為 $u_t \exp(\sigma^2/2)$ 。

$$P(c_t|N_t, q, x_t) = {}_{N_t}C_{c_t} p_t^{c_t} (1 - p_t)^{N_t - c_t} \quad (8.32)$$

t 期時， c_t 的期望值變成 $E[c_t] = p_t N_t \approx q x_t N_t$ ($q x_t \ll 1$ 時)。此處之 N_t 以 (8.33) 式來表示時，則從 $t=1$ 到 T 為止的同時概似度的對數如 (8.34) 式：

$$N_t = N_0 - \sum_{k=1}^{t-1} c_k = N_0 - C_{t-1} \quad (8.33)$$

$$l = \sum_{t=1}^T \{ \ln N_t c_t + c_t \ln(p_t) + (N_t - c_t) \ln(1 - p_t) \} \quad (8.34)$$

可令上式的值最大化時所定的未知參數為 (N_0, q) 。

另外，使用下式取代 (8.33) 式時，對 c_t 的考量又有所不同。

$$N_t = N_0 \exp(-q \sum_{k=1}^T x_k) \quad (8.35)$$

t 期時，某 1 尾魚被漁獲的機率 Q_t ，代表到 t 期期初為止的生存機率與尚生存條件下，在 t 期被漁獲機率的乘積。可以下式來表示：

$$Q_t = p_t \exp(-q \sum_{k=1}^{t-1} x_k) \quad (8.36)$$

假設某一個體在 $t=1, 2, \dots, T$ 各期被漁獲的機率分別為 $Q_1, Q_2, \dots, Q_T$ ，則未被漁獲的機率為 $1 - \sum_{k=1}^T Q_k$ 。因此， N_0 尾魚在期間終了後， $c_1, c_2, \dots, c_T, N_0 - \sum_{k=1}^T c_k$ 的機率可以下列多項分布來表示：

$$\begin{aligned} & P\left\{c_1, c_2, \dots, c_T, (N_0 - \sum_{k=1}^T c_k) \middle| N_0, q, x_1, x_2, \dots, x_T\right\} \\ &= \frac{N_0!}{c_1! c_2! \dots c_T! (N_0 - \sum_{k=1}^T c_k)!} Q_1^{c_1} Q_2^{c_2} \dots Q_T^{c_T} (1 - \sum_{k=1}^T Q_k)^{N_0 - \sum_{k=1}^T c_k} \end{aligned} \quad (8.37)$$

將 (8.37) 式作為概似度，再以最大概似推估法來推估未知的參數 (N_0, q) 。根據此

想法，在第 9 章的標識放流試驗解析中也可用其來推估參數。

表 8.9 與圖 8.9 所示為盤鮑的資料及其推估結果，使用的數據為全數為調查所得，推估時係利用 (8.25b) 與 (8.29b) 式。由圖 8.9 可看出，當 C_t 較 2,000 kg 為小時，CPUE 起先會急遽下降，其後增加，然後又再度減少，似乎有新的加入群的情況。請讀者也可以嘗試利用 de Lury 等模式來計算其他的例子或推估值的 SE。

表 8.9 1988 年 7 月秋田縣象潟地區盤鮑的漁獲紀錄*與資源量推估的結果

(A) 漁獲資料

H	t	X_t (人)	$C_t - C_{t-1}$ (kg / 日)	C_t (kg)	$(C_t + C_{t-1}) / 2$ (kg)	u_t (kg / 人日)
3	1	91	277.9	277.9	139.0	3.054
4	2	71	283.9	561.8	419.9	3.999
5	3	69	265.0	826.8	694.3	3.841
6	4	70	282.0	1108.8	967.8	4.029
7	5	70	249.0	1357.8	1233.3	3.557
8	6	68	206.8	1564.6	1461.2	3.041
11	7	39	53.5	1618.1	1591.4	1.372
12	8	56	87.4	1705.5	1661.8	1.561
13	9	57	153.5	1859.0	1782.3	2.693
14	10	63	180.4	2039.4	1949.2	2.863
15	11	70	153.5	2192.9	2116.2	2.193
17	12	63	149.7	2342.6	2267.8	2.376
18	13	68	139.5	2482.1	2412.4	2.051
19	14	65	107.8	2589.9	2536.0	1.658
21	15	61	103.5	2693.4	2641.7	1.697
22	16	62	91.9	2785.3	2739.4	1.482
24	17	48	49.1	2834.4	2809.9	1.023
25	18	49	48.2	2882.6	2858.5	0.984
27	19	40	60.1	2942.7	2912.7	1.503
28	20	46	48.7	2991.4	2967.1	1.059
29	21	41	37.5	3028.9	3010.2	0.915
31	22	43	40.1	3069.0	3049.0	0.933

*引用自秋田縣水產振興中心 (1989) 放流技術開發事業報告書

(B) 推估結果

l	q (1 / 人日)	N_0 (kg)
0.49073	0.0010794	3985.4

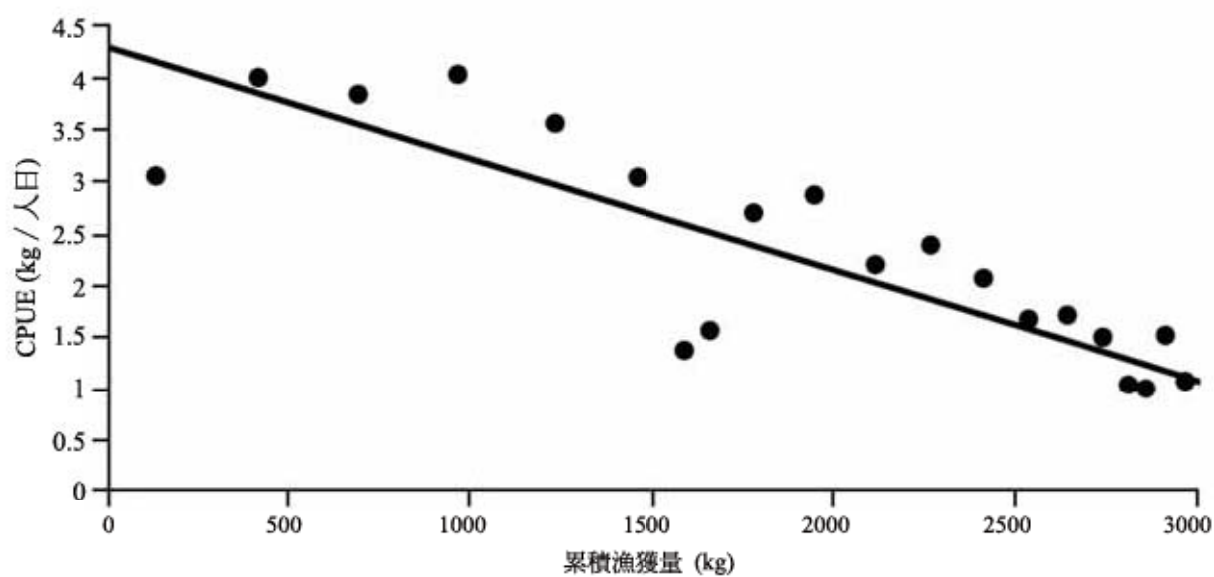


圖 8.9 CPUE 的觀測值與模式推估直線

第9章 利用標識放流實驗來推估



所謂標識放流法即如圖 9.1 所示，係指藉由切除一部分的鰭等或在魚體附加標籤等方式標識後放流，利用再捕獲時標識魚的紀錄，來推估參數的方法。可獲得之基本資料包括放流數與再捕數，及放流時與再捕時的時間與位置。若使用附有 code 編碼的標識，因為可以判別個體，也可獲得進出漁場間的資訊，而且，放流時若有預先測定體長或體重，則又可得到該個體至再捕為止期間的成長率等相關資料。這些資料，可應用到利用標識

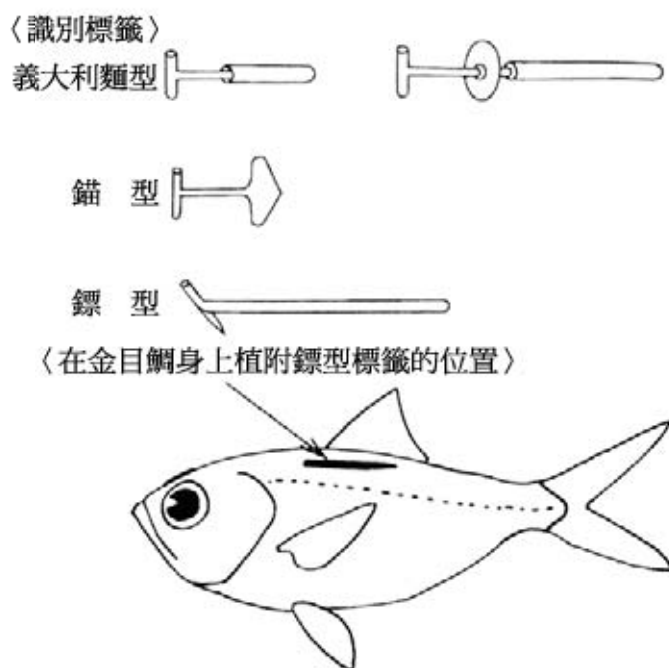


圖 9.1 經常使用的標識

魚與非標識魚的數量推估資源尾數、以經過時間與再捕個體數推估死亡係數、以經過時間與成長率推估成長式以及其不同漁場間的移動率等。此方法雖與其他解析手法同樣都有不易解決的難題，卻可得到其他調查無法獲得之決定性資訊。19 世紀時，認為「輪紋數＝年齡」，所以，相信大西洋的鯨魚跟人類一樣長壽，但觀察放流與再捕時的鱗片後，得知「輪紋數≠年齡」，進而促使年齡查定研究之發展。長鬚鯨耳垢栓輪紋 1 年形成 2 輪的假說，也是根據附在親子一起洄游的子鯨的標識鈹的回收紀錄修正為 1 年形成 1 輪，同時，有關其成長或性成熟的相關知識也獲得大幅修正。上述僅為部分之例，相信資源解析學的領域中，應該也有可資應用的試驗。

9.1 資源量推估

先敘述以推估資源尾數為目的，將標識植附到魚體上後放流，取得再捕個體數紀錄的試驗。推估的方法可依：(1) 調查對象的個體群是封閉個體群，還是有進有出的開放個體群；(2) 試驗的次數是僅限於 1 次，還是多次；(3) 採捕機會是 1 次，還是多次，來分類 (表 9.1)。此處所謂的「採捕 1 次」，不是漁獲次數，而是指被漁獲的標識魚回收後就不再放流。

表 9.1 以資源量推估為目的之標識放流試驗分類

母集團	閉鎖個體群		開放個體群	
	放流 1 次	多次放流	放流 1 次	多次放流
採捕 1 次	Petersen 法 (1896)	Seber (1962)	—————	Seber (1962)
採捕多次	—————	Schnabel 法 (1938)	—————	Jolly-Seber (1965)

本書僅就其中最基本的 Petersen 法 (1896) 與 Schnabel 法 (1938) 加以說明。於此，假設：

- (1) 個體群是封閉的；
- (2) 標識魚與非標識魚個體群是充分混合的；
- (3) 標識魚與非標識魚被捕獲的難易度是相同的；
- (4) 植附標識時不會造成死亡；
- (5) 標識不會脫落；
- (6) 再捕個體無漏報；
- (7) 漁撈活動是逢機進行的。

要滿足以上所有條件是相當困難的，因此，在各海區中進行放流時，其數量要與天然資源的密度成比例，且需推估其脫落率的 2 重標識等試驗計畫是相當重要的。

這些前提無法成立的情況時，其補正方法容後再介紹，於此，先考慮這些前提。今從 N 尾數的資源中捕獲 M 尾，加上標識後予以放流。其後捕獲的 n 尾中，附有標識的尾數設為 x ($=0, 1, 2, \dots, \min(n, M)$)。 x 的分布為超幾何分布，可以下式來表示：

$$P(x) = \frac{{}_M C_x {}_{N-M} C_{n-x}}{{}_N C_n} \quad (9.1)$$

N 的最大概似推估值如下所示 (山田・北田，1997)，此處的 $[a]$ 表示不超過 a 的最大整數的記號。

$$\hat{N} = \left[\frac{Mn}{x} \right] \quad (9.2)$$

取掉 $[]$ 的推估值，

$$\hat{N} = \frac{Mn}{x} \quad (9.3)$$

即所謂 Petersen 推估 (1896)。此式中，在海中標識魚的比例 $p (> 0)$ 等於漁獲物中標識魚的比例，即由下列關係式來解 N ：

$$p = \frac{M}{N} = \frac{x}{n} \quad (9.4)$$

若 N 或 M 相當大，則 (9.1) 式會近似下列之二項分布。

$$P(x) = {}_n C_x p^x (1-p)^{n-x} \quad (9.5)$$

使用 (9.5) 式， p 的最大概似推估值為 $\hat{p} = x/n$ ，若使用 $p = M/N$ ，則可導出 (9.3) 式。

(9.2) 式或 (9.3) 式的缺點為若 $x=0$ ，則無法推估，而且，難以評估推估量的性質或優劣。於此，提出下列的推估量，

$$\tilde{N} = \frac{(M+1)(n+1)}{x+1} \quad (9.6a)$$

$$V(\tilde{N}) \approx \frac{(M+1)^2(n+1)(n-x)}{(x+1)^2(x+2)} \quad (9.6b)$$

此推估量雖非屬無偏推估量，但大都予以忽視。

其次，考慮標識脫落或再捕報告漏報的情況。假設標識脫落率為 α ($0 \leq \alpha < 1$)、報告率為 β ($0 < \beta \leq 1$)，實際的標識數為 $(1-\alpha)M$ ，經以報告率修正後的標識魚數為 x/β ，使用此修正的 Petersen 推估值 $\hat{N}$ 變為：

$$\hat{N} = \frac{(1-\alpha)\beta M_n}{x} < \frac{M_n}{x} = \tilde{N} \quad (9.7)$$

由此可知，若無修正，則推估值 $\tilde{N}$ 容易變成過大推估。

Schnabel 法為 Petersen 法的延伸，屬於重複再捕與追加放流的方法。假設總共進行了 J 次放流與捕撈，最初將 m_1 尾附上標識後放流，其後， j ($= 1, 2, \dots, J$) 次時捕獲回收 n_j 尾，再將其中的 m_{j+1} 尾重新附上標識後再放流。從第 j 次的再捕紀錄得到的資源尾數的 Petersen 推估值如下所示：

$$\hat{N}_j = \frac{n_j M_j}{x_j} \quad (9.8)$$

$$M_j = \sum_{k=1}^j m_k \quad (9.9)$$

從 (9.8) 式與 (9.9) 式可導出下列之資源量推估值：

$$\hat{N} = \frac{\sum_{j=1}^J n_j M_j}{\sum_{j=1}^J x_j} = \sum_{j=1}^J \left(\frac{x_j}{\sum_{k=1}^J x_k} \right) \hat{N}_j \quad (9.10)$$

(9.10) 式為各次的資源量推估值經再捕個體數加權後的平均值。若標識脫落率 α 與報告率 β 在試驗期間維持一定，則從 (9.7) 式亦可知，不加修正時的值，會比修正後的值超過 $1 / (1 - \alpha)\beta$ 倍之多。

Petersen 法的應用例如第 7 章中所示的熊本縣黑島保護區的鮑魚類標識試驗紀錄 (表 9.2)。從標識放流得到的推估值為 1,000 ~ 1,300 個左右。大約是第 7 章的定格調查得到的推估值 2,100 個的 5 ~ 6 成左右，而且，推估值的 CV 也大，標識放流的推估值包含在信賴區間之中。亦即雖然是根據別的資料而予以佐證，不但得到相同的結果，而且，第一次信賴度相當高。將定格調查與 Chapman 法的 2 個推估值以分散的逆數來加權時，變成：

$$\left\{ 2,100 \times \frac{1}{(2,100 \times 0.41)^2} + 1,021 \times \frac{1}{224^2} \right\} \div \left(\frac{1}{(2,100 \times 0.41)^2} + \frac{1}{224^2} \right) \approx 1,090 \text{ 個}$$

表 9.2 熊本縣黑島保護水域鮑魚類的標識放流試驗

放流時期	再捕日期	放流數 (個)	漁獲數 (個)	再捕數 (個)	Petersen 法		Chapman 法	
					點推定 (個)	SE (個)	點推定 (個)	SE (個)
1981.12.12	1981.12.17	50	81	3	1,350	765	1,046	456
1981.12.17	1981.12.25	75	88	6	1,100	433	966	328
1982.01.06	1982.01.22	77	67	4	1,290	625	1,061	417
平均	-	67	79	4	1,222	323	1,021	224

其次，來考慮標識脫落率的推估。第 7 章中敘述的目視調查的漏視率推估是根據 2 位獨立觀察者的發現紀錄來推估，標識脫落率則是將 A 與 B 標識同時植附後放流，看再捕時是否有 2 個標識。標識 A 與 B 的脫落機率分別以 $\gamma_A (0 < \gamma_A < 1)$ 、 $\gamma_B (0 < \gamma_B < 1)$ 來表示。再捕數為 x 尾時，有 A 與 B 同時殘留、僅 A 殘留、僅 B 殘留等 3 種情況，其機率分別為 ρ_{AB} 、 ρ_A 、 ρ_B ，觀測個體數分別以 x_{AB} 、 x_A 、 x_B ($x_{AB} + x_A + x_B = x$) 來表示。 ρ_{AB} 、 ρ_A 及 ρ_B 可用 γ_A 、 γ_B ，並以下式來表示。

$$\rho_{AB} = \frac{(1-\gamma_A)(1-\gamma_B)}{1-\gamma_A\gamma_B}, \rho_A = \frac{(1-\gamma_A)\gamma_B}{1-\gamma_A\gamma_B}, \rho_B = \frac{(1-\gamma_B)\gamma_A}{1-\gamma_A\gamma_B} \quad (9.11)$$

而 x_{AB} 、 x_A 、 x_B 的分布可以下列之多項分布來表示：

$$P(x_{AB}, x_A, x_B | x) = \frac{x!}{x_{AB}! x_A! x_B!} \rho_{AB}^{x_{AB}} \rho_A^{x_A} \rho_B^{x_B} \quad (9.12)$$

由 (9.12) 式之最大概似推估值為：

$$\hat{\rho}_{AB} = \frac{x_{AB}}{x}, \hat{\rho}_A = \frac{x_A}{x}, \hat{\rho}_B = \frac{x_B}{x} \quad (9.13)$$

令 (9.11) 與 (9.13) 式都成立，則可得

$$\hat{\gamma}_A = \frac{x_B}{x_B + x_{AB}}, \hat{\gamma}_B = \frac{x_A}{x_A + x_{AB}} \quad (9.14)$$

因標識至少還留 1 個的個體的比例為 $1 - \hat{\gamma}_A \hat{\gamma}_B$ ，將 x 除此比例，即可得到下列修正後的標識再捕尾數 $\tilde{x}$ ，即：

$$\tilde{x} = \frac{x}{1 - \hat{\gamma}_A \hat{\gamma}_B} = \frac{(x_A + x_{AB})(x_B + x_{AB})}{x_{AB}} \quad (9.15)$$

其次，要推估死亡係數時就需要追蹤經過長期間的再捕個體了，所以可預料 γ_A 或 γ_B 的值將隨著時間的經過而增加。在此情況下，需將這些值以經過時間的函數來表示，且依期間別來加以匯整。

還有 1 項課題，即報告率，謹將 Paulik 想出的方法簡單介紹如次。當某個群體（如地區等）中，所有再捕個體均如數回報，但其他的群體則未全部通報時，其回報率如何推估？前者以 A ，後者以 B 來表示。漁獲尾數以 n_A 、 n_B ，其中的標識數以 x_A 、 x_B ，回報數以 r_A 、 r_B 來表示。假設各群體間，漁獲物的標識比例一定，則 $x_A / n_A = x_B / n_B$ 。因在 A 群中 $r_A / n_A = x_A / n_A$ ，所以，回報率 r_B / x_B 可以 $(r_B / n_B) / (r_A / n_A)$ 來推估。此外，由於植附標識而引起的死亡等，可以飼育實驗來推測。

9.2 死亡係數的推估

以推估死亡係數為目的，將 N 尾魚附上標識後放流，記錄再捕為止的時間。實驗方法分成：(1) 持續到放流個體群全部死亡為止以及中途即終止二種方式；(2) 到再捕為

止的時間記錄是依個體別正確記錄及依期間別（旬別等）記錄再捕個體數二種；(3) 放流次數分為 1 次放流與重複放流 2 種（表 9.3）。此外，為記錄個體別再捕為止的時間，使用附有 code 編碼，可判別放流時日的標識進行試驗。

表 9.3 為推估死亡係數的標識放流實驗

實驗方式	個體別經過時間		期間內的再捕個體數	
	完全	中途終止	完全	中途終止
放流 1 次	Gulland 法 (1955) Hearn <i>et al.</i> (1987)	Seber (1962)	北田・平野 (1987)	Paulik (1962)
多次放流	—————	Schnabel 法 (1938)	—————	—————

本書將介紹其中的 Seber (1962)、Paulik (1962) 及 Hearn *et al.* (1987) 等方法。首先考量：(1) 放流個體的再捕在某時間點即中斷；(2) 至再捕為止時的時間依個體別正確記錄；(3) 放流僅限 1 次的情形，並假設：(1) 標識無脫落；(2) 植附標識不會傷及魚體；(3) 無漏報。放流數為 N 尾，放流後 T 年間共計有 n 尾再捕，第 i ($=1, 2, \dots, n$) 個個體到再捕為止的經過時間（以下稱經過時間）以 t_i (>0) 年來表示。請注意此資料中包括再捕個體數與經過時間二種資訊。

Seber (1962) 把死亡係數 F （單位為年）及 M （單位為年）均假設為一定。放流後 T 年間，某 1 尾魚被再捕的機率 p_T 為：

$$p_T = \frac{F}{Z} \{1 - \exp(-ZT)\} \quad (9.16)$$

放流 N 尾魚到 T 時間為止， n 尾魚的再捕機率可以下式來表示：

$$P_1(n) = {}_N C_n p_T^n (1 - p_T)^{N-n} \quad (9.17)$$

其次，1 尾魚到 t 時間為止死亡的機率為 $1 - \exp(-Zt)$ ，所以，在時間 t 死亡的機率密度為 $Z \exp\{-Zt\}$ 。而漁獲死亡與自然死亡均為相同的分布，所以， n 尾魚再捕時，其時間變為 $(t_1, t_2, \dots, t_n)$ 的同時機率密度變為

$$P_2(t_1, t_2, \dots, t_n | n) = \prod_{i=1}^n Z \exp(-Zt_i) \quad (9.18)$$

由 (9.17) 與 (9.18) 式導出對數概似度為：

$$\begin{aligned} l &= \ln\{P_1(n)P_2(t_1, t_2, \dots, t_n|n)\} \\ &= \ln\binom{N}{n} + n\ln(p_T) + (N-n)\ln(1-p_T) + n\ln(Z) - Z\sum_{i=1}^n t_i \end{aligned} \quad (9.19)$$

F 與 M 的推估值可經 l 的極大條件，由下式給與：

$$\hat{F} = \frac{n\hat{Z}}{N\{1 - \exp(-\hat{Z}T)\}}, \quad \hat{M} = \hat{Z} - \hat{F} \quad (9.20)$$

$$\hat{Z} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} \quad (9.21)$$

以上即為 Seber 法，而令 (9.20) 式中的 $T \rightarrow \infty$ 就是 Gulland (1955) 的方法。

其次，Paulik (1962) 考量：(1) 放流個體群的再捕在某時間即中斷；(2) 記錄年別的再捕個體數；(3) 放流僅限 1 次。放流數為 N 尾，放流後 T 年間共計再捕 n 尾，第 t ($= 1, 2, \dots, T$) 個期間的再捕個體數以 n_t (> 0) 年來表示。與上個模式同樣地假設死亡係數 F 與 M 一定，則放流後 T 年間某 1 尾魚被再捕的機率 p_T 可以 (9.16) 式來表示， n 尾魚再捕的機率也可以 (9.17) 式之二項分布來表示。

1 尾魚到 t 時間為止的死亡機率為 $1 - \exp(-Zt)$ ，所以從 t 時間到 $t+1$ 間死亡的機率為 $\exp\{-Zt\} - \exp\{-Z(t+1)\}$ 。在到 T 時間為止死亡的條件下，從 $t-1$ 時間到 t 間死亡的機率 q_t 可以下式來表示。

$$q_t = \frac{\exp\{-Z(t-1)\} - \exp\{-Zt\}}{1 - \exp\{-Zt\}} \quad (9.22)$$

再捕尾數變成 $(n_1, n_2, \dots, n_T)$ 時的同時機率可使用 (9.22) 式以下列之多項分布來表示：

$$P_2(n_1, n_2, \dots, n_T|n) = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_T!} q_1^{n_1} q_2^{n_2} \dots q_T^{n_T} \quad (9.23)$$

由 (9.17) 與 (9.23) 式導出對數概似度為：

$$\begin{aligned} l &= \ln\{P_1(n)P_2(n_1, n_2, \dots, n_T|n)\} \\ &= \ln\binom{N}{n} + n\ln(p_T) + (N-n)\ln(1-p_T) + \ln\left(\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_T!}\right) + \sum_{t=1}^T n_t \ln(q_t) \end{aligned} \quad (9.24)$$

F 與 M 的推估值可經 l 的極大條件，由下式給與：

$$\hat{F} = \frac{n\hat{Z}}{N\{1 - \exp(-\hat{Z}T)\}}, \hat{M} = \hat{Z} - \hat{F} \quad (9.25)$$

此處之 $\hat{Z}$ 為下列方程式的根：

$$\frac{1}{\exp(\hat{Z}) - 1} - \frac{T}{\exp(\hat{Z}T) - 1} - \frac{1}{n} \sum_{t=2}^T (t-1)n_t = 0 \quad (9.26)$$

而且，若令 (9.26) 式中的 $T \rightarrow \infty$ ，就是變成北田・平野 (1987) 的方法。

最後，介紹 VPA 的後退法與利用同樣計算原理的方法 (Hearn *et al.*, 1987)。此方法中的漁獲係數不是一定也沒關係，但自然死亡係數要為連續，而且放流數要夠多。現假設最後生存的 1 尾魚也被捕獲，逆算在此之前，再捕時間點上的再捕個體數為 $1 + 1 \times \exp\{M(t_n - t_{n-1})\}$ 。更早之前的再捕時間點上的再捕個體數為 $1 + 1 \times \exp\{M(t_{n-1} - t_{n-2})\} + 1 \times \exp\{M(t_n - t_{n-2})\}$ ，最後放流時的數目變為 $\sum_{i=1}^n \exp(Mt_i)$ 。而此數若等於 N ，則下式成立：

$$N = \sum_{i=1}^n \exp(Mt_i) \quad (9.27)$$

(9.27) 式中未知參數僅有 M ，解之，即可求得 $\hat{M}$ ，而 $\hat{M}$ 的分散可利用 Jackknifing 法來計算。漁獲係數的值，在求得 $\hat{M}$ 值之後，可使用 (9.27) 式，從個體數的變化來計算 Z ，再減掉 $\hat{M}$ ，即可算出 F 值。相對於許多標識放流的解析法中，均先針對 F 值給予某些假設，而此方法中卻允許漁獲係數有時間之變動，值得肯定。

利用標識放流實驗來推估死亡率時，(1) 放流後馬上死亡；(2) 標識脫落；(3) 報告漏報，均是造成自然死亡率高估的原因。有關 (1)，可將初期死亡納入考慮，或導入 M 值會隨時間的經過而減少的模式來推估。有關 (2)，須進行二重標識實驗，再由再捕個體的標識數記錄來推估脫落率。有關 (3)，可依 p.121 所述般地予以修正。

以下的例子為 1957～1969 年間於相模灣沿岸標識放流金眼鯛的再捕紀錄【 $N=2,535$ ， $C=137$ ， $\sum_{i=1}^{137} t_i=75,375$ (日)】的計算結果。假設在放流 30 多年之後，已無任何活存個體。推估方法除了上述 3 種方法之外，可再加上經 Gulland (1955) 改進，將初期死亡率納入考量的方法 (Tanaka, 2006)^{註 15)} (表 9.4)。

註 15) 相關之數學式，請參考原論文。使用的數據是相同的，但配合實態，以多次放流的方式來處理。另，用於計算中的資料來源，請參閱此文獻中的引用文獻。

表 9.4 使用金眼鯛標識放流實驗來推估死亡係數的結果

推定方法	F (每年)	M (每年)	初期活存率 ^{*1}
Gulland (1955)	0.036	0.628	—
北田・平野 (1987)	0.035	0.620	—
Hearn <i>et al.</i> (1987)	0.026 ^{*2}	0.449	—
Tanaka (2006)	0.094 ^{*2}	0.570	0.389

^{*1} 放流後的初期活存率

^{*2} 由 $C/N = F/(F+M)$ 算得

在考慮初期殘存率的模式中，與一般的漁獲統計解析結果相比，也有 $\hat{M}$ 值較大、 $\hat{F}$ 值較小的情形。理由為何，請讀者思考。

9.3 成長式的推估

植附有 Code 編碼的標識，並經測量體長後放流，再捕時若知道 Code 編碼及體長，則可得到經過時間與成長量等數據。除了根據魚體大小等資料判定放流時的年齡外，無法確切掌握流時的年齡是其缺點，但換言之，優點是無年齡查定上的誤判問題。附植標識時對魚體的傷害愈小，標識放流的再捕紀錄愈可能成為有效的資訊，特別是針對年齡查定困難的種類，標識放流的再捕紀錄為瞭解成長的重要線索之一。

於此，讓我們來考慮 von Bertalanffy 成長式之推估。通常不知道附植標識時的年齡，所以，需推估的參數只有 L_{∞} (cm) 與 K (年)。而體長為 l_0 (>0 , cm) 的魚在 t 年後的體長 l_t ，可以 $l_t = L_{\infty}[1 - (1 - l_0/L_{\infty})\exp(-Kt)]$ 來表示，而且，也可用於計算從 l_0 到性成熟體長時所需要的年數等。

共計有 C 尾再捕，第 i ($=1, 2, \dots, C$) 個體放流時與再捕時的體長分別以 $l_{1,i}$ (>0 , cm) 與 $l_{2,i}$ (>0 , cm) 來表示，經過時間以 t_i (>0) 年來表示，並假設均無測量誤差。因可認為放流後成長量的期待值若愈大，則個體差會變大，所以，採用以下之加法誤差模式：

$$l_{2,i} = \bar{l}_{2,i} + \varepsilon_i \quad (9.28)$$

$$\bar{l}_{2,i} = L_{\infty} - (L_{\infty} - l_{1,i})\exp(-Kt_i) \quad (9.29)$$

$$\varepsilon_i \sim N[0, \sigma_i^2] \quad (9.30)$$

$$\sigma_i^2 = \frac{\sigma^2}{2K} \{1 - \exp(-2Kt_i)\} \quad (9.31)$$

最大化之對數概似度可以下式來表示：

$$l = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[\ln(2\pi\sigma_i^2) + \frac{\{l_{2,i} - \bar{l}_{2,i}\}^2}{\sigma_i^2} \right] \quad (9.32)$$

以下介紹利用此方法來推算於小笠原群島近海，標識放流綠蠵龜的再捕紀錄 (Tanaka, 2009)。眾所皆知，不同棲息海域的綠蠵龜的成長速度有相當大的差異。根據小笠原的標識放流結果得知，在戰前，放流剛孵化之綠蠵龜，2年後甲長為 45 cm，8年可達 100 cm 左右；戰後則幾乎沒有如此快速的成長紀錄。但在 1973 年以後，成長似乎有又慢慢變快。以下使用戰後的數據，並以 $K = a + b(t - 1973)$ 的成長係數呈直線變化的模式來作最大概似推估，可得下列的估值。

$$\hat{K} = 0.0241 + 0.00763 (t - 1973) \text{ (年為單位)}$$

$$\hat{L}_\infty = 97.2 \text{ (cm)}$$

使用此結果，放流體長為 15 cm，要長到 45 cm 時所需的年數，1973 年為 18.8 年，1983 年為 4.5 年，1993 年為 2.6 年。在魚類鮮少發現成長變化如此劇烈的情況，因此，恐怕難以應用在魚類的年齡查定上！

9.4 移動率的推估

資源生物的移動可利用海區別 CPUE 時序列的變化來推測，而標識放流紀錄則可得到直接的證據。近年來技術日益進步，已進入以調查生態、棲息環境或移動為目的，並使用配備電子感應器與記錄裝置的上脫式標識 (pop-up tag) 或記錄型標識 (archival tag) 的時代。使用這些器材，較諸比以往的標識放流實驗，大幅縮短獲得資訊的時間。未來該些標識會被廣泛的應用，但在尚未達成可大量利用的現階段，要在短時間內植附大量標識的實驗，仍以塑膠製成的傳統標籤為主（如圖 9.1 所示）。

傳統的標籤雖無法由其得知被標識生物經過的途徑，但可確證是由放流地點移動到再捕地點，利用大量標識的實驗，可獲得族群移動的寶貴資訊，而不僅是個體移動的數據。標識魚的放流，希望同時期在不同水域進行，最好是使用附有 code 編碼的標識。

如果無法使用附有 code 編碼的標識，可利用改變標識的顏色等方法來識別放流群，如此，在推估移動率時，可獲得更多的相關資訊。進行完全無法區分的標識實驗時，也可在不同時間與場所重複放流，再據以檢視再捕個體數的時間別與場所別的變化。

移動模式有二種形式，其一為將資源量的漁場別分布比例當作參數，並令參數值呈季節性變化，以再現移動現象。另一為將漁場間的資源移動（機）率當作參數的模式。為推估後者的移動（機）率，需要由標識放流實驗獲得的移動資訊，此節將介紹 Hilborn (1990) 方法的最簡單的模式。此模式是利用完全無法區別的標識，並不斷重複放流。漁場數為求簡單，設定為二漁場，漁場編號以 j ($=1, 2$) 來表示。從 j 漁場到 k 漁場的移動機率以 p_{jk} 來表示。但令 $0 < p_{j,1} + p_{j,2} < 1$ ，同時假設 $p_{j,10} = 1 - p_{j,1} - p_{j,2}$ 為包括自然死亡在內的向對象漁場外永久逸散的機率。請特別注意，此 $p_{j,10}$ 亦包含標識脫落在內。第 t ($=1, 2, \dots, T$) 期在 j 漁場中的標識個體數以 $N_{j,t}$ 、漁獲率以 $h_{j,t}$ 來表示。假設各期間終了後才開始移動， t 期終了後標識個體為 $N_{j,t}(1 - h_{j,t})$ ，其中 p_{jk} 往 k 漁場移動。所以， $(t+1)$ 期初的標識個體數為：

$$N_{j,t+1} = \sum_{k=1}^2 N_{k,t}(1 - h_{k,t})p_{k,j} + R_{j,t} \quad (9.33)$$

$$h_{j,t} = q\tilde{X}_{j,t} \quad (9.34)$$

此處之 $R_{j,t}$ 為放流個體數、 q 為漁具效率、 $\tilde{X}_{j,t}$ 為有效努力量。再捕個體數以 $n_{j,t}$ (尾) 來表示。如同在推估死亡係數時採用 Paulik 的方法，將 $n_{j,t}$ 以多項分布來表示，並以下列的概似度來進行最大概似推估。

$$L = \frac{(\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 R_{j,t})}{\prod_{j=1}^2 \prod_{t=1}^T n_{j,t}! \times r!} \prod_{j=1}^2 \prod_{t=1}^T \pi_{j,t}^{n_{j,t}} \times \pi^r \quad (9.35)$$

此處之

$$r = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 R_{j,t} - \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 n_{j,t} \quad (9.36)$$

$$\pi_{j,t} = \frac{N_{j,t}q\tilde{X}_{j,t}}{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 R_{j,t}} \quad (9.37)$$

$$\pi = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 N_{j,t} q \tilde{X}_{j,t}}{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^2 R_{j,t}} \quad (9.38)$$

而推估得的未知參數為 $(p_{1,1}, p_{1,2}, p_{2,1}, p_{2,2}, q)$ 。

資源動態模式是以底拖網漁業為模式而發展出來的，底魚資源中對漁場的季節變化可以有效努力量來對應，但洄游性魚類季節性的漁場有南北大移動的情形，且 CPUE 也呈現大幅變動。觀察浮魚漁業之實態，自然而然會產生將資源移動納入動態模式研究的動機。遠洋的鮪類及狹鱗庸鰈、日本近海的秋刀魚等，目前均已利用將移動納入考量的資源動態模式加以分析，在能利用到標識放流的地方，也應該積極地將之應用到解析上。

附 録

付録 a、確率・統計

この付録は本書を理解するために必要な基礎知識を要約したものである。付録 a では本書で用いられた確率関数の式や統計的推定方法の基礎を要約した。詳しくは「生物統計学入門」(山田・北田, 2009) を参照されたい。

a.1 確率

離散型の確率関数である超幾何分布, 二項分布, ポアソン分布, 負の二項分布はそれぞれ以下の式で表される。

$$P(x|N, M, n) = \frac{{}^M C_x {}^{N-M} C_{n-x}}{{}^N C_n} \quad (\text{超幾何分布, } x = \max(0, n - N + M), \dots, \min(n, M)) \quad (\text{a1})$$

$$P(x|p, N) = {}^N C_x p^x (1-p)^{N-x} \quad (\text{二項分布, } x=0, 1, 2, \dots, N, 0 < p < 1) \quad (\text{a2})$$

$$P(x|\lambda) = \frac{\lambda^x}{x!} \exp(-\lambda) \quad (\text{ポアソン分布, } x=0, 1, 2, \dots) \quad (\text{a3})$$

$$P(x|\lambda, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha+x)}{\Gamma(x)\Gamma(\alpha)} \left(\frac{\lambda}{\alpha+\lambda}\right)^x \left(\frac{\alpha}{\alpha+\lambda}\right)^\alpha \quad (\text{負の二項分布, } x=0, 1, 2, \dots) \quad (\text{a4})$$

パラメータの値はすべて非負である。これらの確率関数からの期待と分散を表 a.1 に示す。超幾何分布は標識放流実験による資源量推定で, 二項分布は性比などの推定で, ポアソン分布は漁具の選択率などで, 負の二項分布は資源の空間分布などで用いられている。以上のほかに次の多項分布も体長組成や年齢組成の解析などでよく用いられる。

$$\begin{aligned} &P(x_1, x_2, \dots, x_n | p_1, p_2, \dots, p_n, N) \\ &= \frac{N!}{x_1! x_2! \dots x_n!} p_1^{x_1} p_2^{x_2} \dots p_n^{x_n} \quad (\sum_{i=1}^n x_i = N, \sum_{i=1}^n p_i = 1, 0 < p_i) \end{aligned} \quad (\text{a5})$$

次に連続型の確率密度関数である正規分布，対数正規分布，指数分布，ガンマ分布，ベータ分布はそれぞれ以下の式で表される。

表 a.1 主な確率関数の期待値と分散

分布型	超幾何分布	二項分布	ポアソン分布	負の二項分布
期待値	nM/N	Np	λ	λ
分散	$(nM/N)(1-M/N)(N-n)(N-1)$	$Np(1-p)$	λ	$\lambda(1+\lambda/a)$

表 a.2 主な確率密度関数の期待値と分散

分布型	正規分布	対数正規分布	指数分布	ガンマ分布	ベータ分布
期待値	μ	$\exp(m+\sigma^2/2)$	λ	$\alpha\beta$	$\alpha/(\alpha+\beta)$
分散	σ^2	$\exp(m+\sigma^2/2)\{\exp(\sigma^2)-1\}$	λ	$\alpha\beta^2$	$\alpha\beta/(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)$

$$f(x|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (\text{正規分布}, -\infty < x < \infty) \quad (\text{a6})$$

$$f(x|m, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2x}} \exp\left[-\frac{(\ln(x)-m)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (\text{対数正規分布}, 0 < x) \quad (\text{a7})$$

$$f(x|\lambda) = \frac{1}{\lambda} \exp\left(-\frac{x}{\lambda}\right) \quad (\text{指数分布}, 0 < x) \quad (\text{a8})$$

$$f(x|\alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \quad (\text{ガンマ分布}, 0 < x) \quad (\text{a9})$$

$$f(x|\alpha, \beta) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1} \quad (\text{ベータ分布}, 0 < x < 1) \quad (\text{a10})$$

μ と m 以外のパラメータの値は非負である。これらの確率密度関数からの期待と分散を表 a.2 に示す。正規分布や対数正規分布は成長式や漁獲統計解析なさまざまな推定に、指数分布は標識放流実験などで、ガンマ分布は指数分布のパラメータの事前分布などで用いられる。正規分布がさまざまな推定に利用される理由は中心極限定理から標本数が大きいとき観測値の平均値は正規分布に近いことが示されることによる。

a.2 最尤推定

例をあげて簡単に説明する。魚の雌雄を復元抽出で無作為に N 尾調べたとき x 尾が雄だったとする。記号 p を雄である確率とするとときこのようなデータが発生する確率は二項分布 ${}_N C_x p^x (1-p)^{N-x}$ で表せる。尤度 L はこのデータの発生確率でこの場合は次式である。

$$L(p) = {}_N C_x p^x (1-p)^{N-x} \quad (\text{a11})$$

ここで $L(\theta)$ の θ は未知パラメータ(のベクトル)を示す。直感的にはこのような観測結果になったのは発生確率が最も大きかったらからであると考え、 $L(\theta)$ を最大にするように θ を推定する方法が最尤推定である。 $L(\theta)$ の最大値の位置は対数をとってもずれないので、微分法の計算が容易な対数を用いた次の形式が推定によく用いられる。

$$l(\theta) = \ln\{L(\theta)\} \quad (\text{a12})$$

(a12) 式の対数をとって極大条件 $\partial l / \partial p = 0$ から $\hat{p} = x/N$ を得る。

n 尾の魚の体長測定値 $x_1, x_2, \dots, x_n$ のように連続変数である場合は確率密度を用いて尤度を表す。体長の測定値のすべてが平均 μ 分散 σ^2 の正規分布からの標本であるとき、 x_i となる確率密度は (a6) 式の記号を用いれば $f(x_i | \mu, \sigma^2)$ 、 n 尾の観測値 $x_1, x_2, \dots, x_n$ が同時に起こる確率密度は $f(x_1 | \mu, \sigma^2) \times f(x_2 | \mu, \sigma^2) \times \dots \times f(x_n | \mu, \sigma^2)$ である。したがって尤度 $L(\mu, \sigma^2)$ は次式で表される。

$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (\text{a13})$$

上の式の対数をとって極大条件 $\partial l / \partial \mu = 0$ と $\partial l / \partial \sigma^2 = 0$ から次式を得る。

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (\text{a14})$$

(a14) 式から平均 μ の推定値は不偏だが、分散 σ^2 の推定値は偏りがある。 n が大きいときはその偏りは無視できるが注意を要する。 n が大きいときは最尤推定量 $\hat{\theta}$ は近似的に期待値 θ の (多変量) 正規分布に従う。その分散 (共分散行列) $V[\hat{\theta}]$ はフィッシャー情報量の期待値の逆数 (逆行列) で表される。いま対数尤度をと $l = \ln\{L(\theta_1,$

$\theta_2, \dots, \theta_m\}$ とするとき, $(m \times m)$ のフィッシャー情報量行列の期待値および $V[\hat{\theta}]$ は以下で表される。

$$I = \begin{bmatrix} \ddots & & \\ \cdots & E\left(\frac{\partial l}{\partial \theta_i} \frac{\partial l}{\partial \theta_j}\right) & \cdots \\ \vdots & & \ddots \end{bmatrix} \quad (\text{a15})$$

$$V[\hat{\theta}] = I^{-1} \quad (\text{a16})$$

フィッシャー情報量の期待値を計算することは難しい場合には (a15) 式の I の代わりにその観測値 I_{obs}

$$I_{obs} = - \begin{bmatrix} \ddots & & \\ \cdots & \frac{\partial^2 l}{\partial \theta_i \partial \theta_j} & \cdots \\ \vdots & & \ddots \end{bmatrix}_{\theta=\hat{\theta}} \quad (\text{a17})$$

を用いて計算する。(a15) と (a16) は推定値の誤差評価に用いられる。たとえば (a13), (a14), (a16), (a17) 式を用いると次式が得られる。

$$\hat{V} \begin{pmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{\sigma}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\hat{\sigma}^2}{n} & 0 \\ 0 & \frac{2(\hat{\sigma}^2)^2}{n} \end{pmatrix}$$

また推定値の誤差評価には n が大きいとき尤度比 $-2\ln\{L(\theta)/L(\hat{\theta})\}$ が近似的に χ^2 分布に従うことを利用する方法もよく用いられる。 n が大きいとき (all) 式で表される二項分布では尤度比 $-2\ln\{L(p)/L(\hat{p})\}$ は自由度1の χ^2 分布に従う。そこで次の方程式

$$-2\ln \left[\frac{L(p)}{L(\hat{p})} \right] = \chi^2(1; 0.95) = 3.841 \quad (\text{a18})$$

を p について解いて95%信頼区間を推定する。ここで $\chi^2(1; 0.95)$ は自由度1の χ^2 分布の95%点を示す。この方法については中山・平松 (2010) を参照されたい。

この他以下に示すデルタ法もよく用いられる。 $X=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 平均を $\theta=(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)$ とし, X の関数 $g(X)$ の平均と分散についてはテーラー展開から導かれた次の

近似式が利用できる。

$$E[g(X)] \approx g(\theta) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{Cov}(X_i, X_j) \left(\frac{\partial^2 g}{\partial X_i \partial X_j} \right)_{X=\theta} \quad (\text{a19})$$

$$V[g(X)] \approx \sum_{i=1}^n V(X_i) \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \right)_{X=\theta}^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n \text{Cov}(X_i, X_j) \left(\frac{\partial g}{\partial X_i} \frac{\partial g}{\partial X_j} \right)_{X=\theta} \quad (\text{a20})$$

これらの式はテキストの例題で計算しなかった推定値のCVの推定に利用できよう。

さて個体数の動態モデルや統計的誤差モデルの候補が複数あり、生物学などの理論や知見ではその優劣を判定できないとき、統計的な基準を用いたモデルの選択は応用上有効である。あるモデルに含まれるすべての未知パラメータの数を p で示す。このとき

$$\text{AIC} = -2 \ln \{L(\hat{\theta})\} + 2p \quad (\text{a21})$$

を最小にするモデルを選ぶ方法をAIC (赤池情報量規準) にしたがつたモデル選択 (MAIC規準) という。なお $\hat{\theta}$ は最尤推定値である。AIC については坂元・石黒・北川 (1983) を参照されたい。

近年は θ に事前分布を用いた Bayes 統計学による推論も多い。一般に質の悪いデータを用いる資源解析学では、最尤推定値があり得ないような値になることがあるが、データだけでなく事前情報を取り込むことにより現実的な値に近づける Bayes 統計学は適した方法と考えられる。Bayes 統計学の参考書としては繁樹 (1985) がある。

最尤推定の冒頭で取り上げた魚の性比の推定の例を用いて、Bayes 推定を簡単に説明する。Bayes 推定は次の Bayes の公式を積極的に用いる方法である。

$$P(p|x) = \frac{P(x|p)P(p)}{P(x)} \quad (\text{a22})$$

ここで、 p と x はパラメータとデータである。(a22) 式のうち、パラメータを含まない部分を除くと、次式が得られる。

$$P(p|x) \propto P(x|p)P(p) = L(x|p)P(p) \quad (\text{a23})$$

(a23) 式の $P(p|x)$ は事後分布、 $P(p)$ は事前分布と呼ばれ、事後分布は事前分布を尤度

$L(x|p)$ で修正したものである。 p の値は連続であるから (a23) 式の代わりに次式を用いる。

$$f(p|x) \propto L(x|p)f(p) \quad (\text{a24})$$

(a24) 式を規格化すると以下ようになる。

$$f(p|x) = \frac{L(x|p)f(p)}{\int_0^1 L(x|\pi)f(\pi) d\pi} \quad (\text{a25})$$

事前分布にさまざまな分布型を表現できるベータ分布を用いる。(a10)式と(a11)式を(a25)式に代入すると。次の事後分布を得る。

$$f(p|x) = \frac{1}{B(\alpha+x, \beta+N-x)} p^{\alpha+\beta-1} (1-p)^{\beta+N-x-1} \quad (\text{a26})$$

ベイズ推定はデータを得た後のパラメータの分布を求めるもので、最尤推定のように1つの値を決めるものではないが、必要な場合は事後分布の平均値などが用いられる。

a.3 回帰分析

同一の漁場や時期に操業した底曳き網漁船の CPUE Y を考えてみよう。漁船のエンジン馬力数 X_1 が大きいと大きな網を曳網できるが、漁船の総トン数 X_2 が大きいと抵抗が大きくなるので曳網できる網規模は小さくなるだろう。CPUE の観測値の最も簡単なモデルは Y を X_1 と X_2 の線形式である。このように Y の値が別の独立な変数 $X_i (i=1, 2, \dots, p, p \geq 1)$ の線形式 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p$ で表されるケースを考える。同一の条件で延べ $n (> p)$ 隻の漁船の Y について観測した。第 $i (=1, 2, \dots, n)$ 番目のデータ Y_i には曳網場所の資源密度の不均一に由来する変動が加わる。このとき Y_i は

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1,i} + \dots + \beta_p x_{p,i} + \varepsilon_i \quad (\text{a27})$$

と表される。ここで ε_i は平均 0, 分散 σ^2 の独立で同な確率変数である。残差平方和 RSS は次式で定義される

$$RSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \beta_1 x_{1,i} - \dots - \beta_p x_{p,i})^2 \quad (\text{a28})$$

未知パラメータ $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^T$ は RSS を最小にするように求められる。 β の最小二乗推定値は次式で与えられる。

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (\text{a29})$$

ここで縦ベクトル y , 行列 X は以下に定義される。

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & x_{1,1} & \cdots & x_{p,1} \\ 1 & x_{1,2} & \cdots & x_{p,2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & x_{1,n} & \cdots & x_{p,n} \end{pmatrix} \quad (\text{a30})$$

この推定値は $E[\hat{\beta}] = \beta$ 不偏推定量で, $V[\hat{\beta}] = \sigma^2 (X^T X)^{-1}$ である。また分散の推定値は次式で表される。

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(y - \hat{y})^T (y - \hat{y})}{n - p - 1} \quad (\text{a31})$$

ここで $\hat{y} = X\hat{\beta}$ で, $\hat{\sigma}^2$ もまた不偏推定量である。このように線形式では最尤推定より最小二乗推定のほうが望ましい統計的性質を有している。実際の応用結果からの残差分析や回帰係数の解釈については奥野他 (1971) を, Ridge 法などの推定方法の改良についてはチャタジー・プライス (1981) などを参考にされたい。

a.4 その他

非線形の数理モデルを用いた推定では, ジャックナイフ法, ブーストラップ法が推定値の誤差評価に用いられることがある。

ジャックナイフ法は実際のデータセット $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ から1つのデータを除いたデータセット $(x_1, x_2, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_n)$ を用いる。この新しいデータセットは n 個あり, それぞれから推定値 $\tilde{\theta}_i (i = 1, 2, \dots, n)$ を計算し, その分散を計算する方法である。

ブーストラップ法には, ノンパラメトリック・ブーストラップ法とパラメトリック・ブーストラップ法がある。



ノンパラメトリック・ブーストラップ法では、復元抽出で無作為に n 個のデータをリサンプルする。これを N 回繰り返し、 N 個のデータセット $(X_{1,k}, X_{2,k}, \dots, X_{n,k})$ を作る。このデータセットから N 個の推定値 $\tilde{\theta}_k (k = 1, 2, \dots, N)$ を計算し、その分散を計算する方法である。

パラメトリック・ブーストラップ法では、推定に用いた確率分布のモデルとそのパラメータの推定値 $\hat{\theta}$ を用いて N 組のデータセット $(X_{1,k}, X_{2,k}, \dots, X_{n,k})$ を作る。ノンパラメトリックの場合と同様に N 個の推定値 $\tilde{\theta}_k$ を用いて分散を計算する方法である。

付録 b、解の探索

いま von Bertalanffy の成長式のパラメータの推定を考えてみよう。推定方法の候補としては、(体長の観測値—成長式からの理論値)を二乗の総和を最小にするように推定する方法、つまり最小二乗法が1つの候補である。また最尤推定も候補になる。しかし、この場合成長式が非線形であるから、線形の場合のようにパラメータの推定値を観測値だけの明白な関数の形、 h (観測値)で表現できない。極大条件から導かれる。ある1つのパラメータの推定値は、観測値と別のパラメータの複雑な関数になってしまう。したがって、なんらかの方法で求める値を探し出さなければならない。

いろいろな値の組合せについて、試行錯誤しながら計算する方法もあるが、これでは時間がかかって効率が悪い。もし効率よくその値を求める方法があれば、それを使ったほうがよい。

目的関数を最小にするための変数の値を探す方法を最適化手法といい、この方法についてはすでに多くの研究がなされてきた。この方法は、目的関数を最大にする場合にも適用できる。なぜなら、(- 目的関数) を最小にすればよいからである。また、目的関数の値=0となる値を求めるときは、(目的関数の二乗) を最小にする方法で対応できる。このように、最適化手法はいろいろと使い道がある。

次に、最適化手法における問題を少し具体的に考える。二次元より大きい次元であっても原理は同一であるから、二次元を例に考える。目的関数 z は x と y の2つの変数の関数であり、

$$z=f(x, y) \quad (b1)$$

で表されるとしよう。最小二乗法では $f(x, y) = \sum \{ \text{従属変数の観測値} - g(x, y, \text{説明変数の観測値}) \}^2$ である。問題はこれを最小にする x と y の値を探すことである。

1つの (x, y) の値に対し1つの z の値が対応するから、3次元空間では (b1) 式は曲面を示す。さまざまな (x, y) の値を使い z の値を計算すれば、 $x-y$ の平面上に、地図と同じような等高線を描くことができる (図 b.1)。この図では、点 (α, β) で z の値が最小になっている。

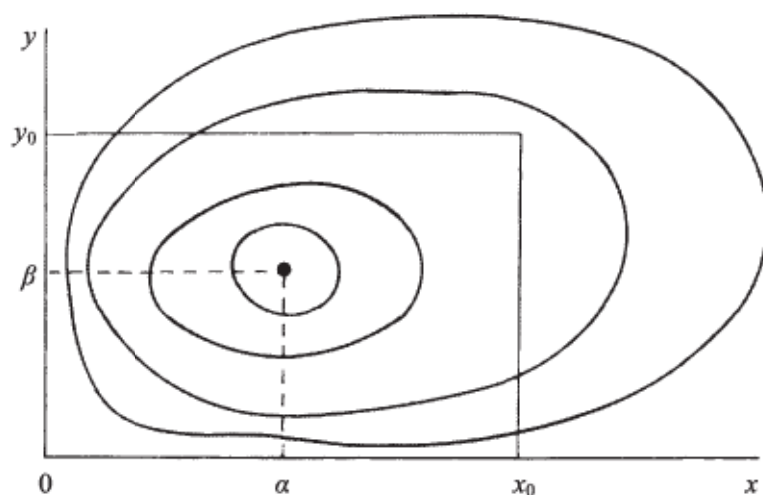


図 b.1 等高線 (曲線上では z の値が一定になる)

いまある初期値 (x_0, y_0) を出発点として解の探索を始めたとしよう。解がどこにあるかはわからないので、やはり解に至るまではいろいろな (x, y) の値について、繰り返し計算しなければならない。しかし、図をみればわかるように、ある特定の方向に動かしていった方が速く最小値に近づくことは明らかである。

初期値 (x_0, y_0) を出発点として解の探索を始めたとき、次の値 (x_1, y_1) をどのように決めれば速く最小値に近づくか、これが研究された課題である。ここでは、シンプレックス法、ニュートン法、最大傾斜法について簡単に原理と計算手順について紹介する。

b.1 シンプレックス (Simplex) 法

この方法は図 b.2 に示すようにシンプレックス (単体) と鏡像原理を使って計算する方法である。まず適当に 3 点の z の値を計算し、この三角形の重心からみて3点の z の値のうち最も大きな z の値の反対側に z の小さいところがあるだろうと考え、最も大きな z の値もつ点 (x, y) から三角形の重心を通る方向に探索するのである。

もしこの方向に動かして、他の 2 点より小さい z の値を得たなら成功であり、その方向に大きく点を動かし、新しい大きな三角形を作り、同様の計算を繰り返す。

もしこの方向に動かして失敗であったら，三角形を縮小する。以上がシンプレックス法の原理である。

この方法は原理からもわかるように，人が山を下るときを例にして言えば，踏み出した一歩先が低いかどうかを確かめながら，山を下る方法である。いままで下ってきた山の経路から，谷がどの方向にあるか，という見通しのもとにコースの選定をしているわけではない。したがって，他の方法に比べて計算に時間にかかる点が欠点である。しかし確実に極小値に向かう点に優位さがあり，プログラムも簡単なため，よく使われる。

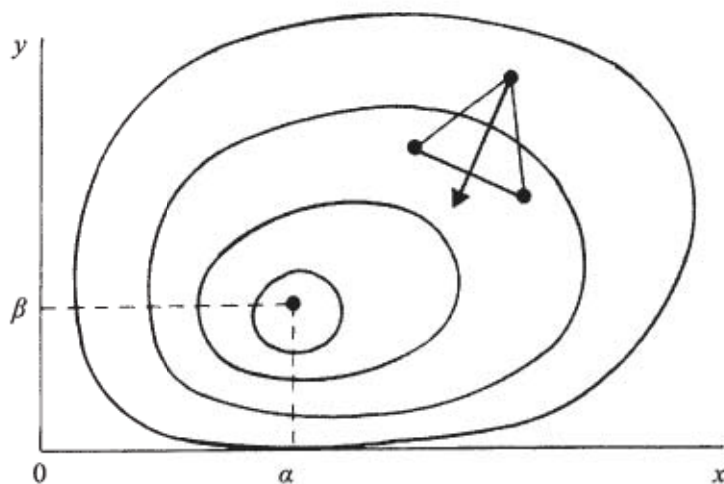


図 b.2 シンプレックス法の探索方向。矢印の方向に新しい値を決める。

b.2 ニュートン (Newton) 法

この方法は解の近傍における解析的な考察から導かれている。いま

$$h_x(x, y) = \frac{\partial f}{\partial x}, h_y(x, y) = \frac{\partial f}{\partial y} \quad (\text{b2})$$

とおくと，極小条件は

$$h_x(x, y) = 0, h_y(x, y) = 0 \quad (\text{b3})$$

もし，点 $(x + \Delta x, y + \Delta y)$ が解なら，これらの値は0である。そこで，この条件と $h_x(x, y)$ と $h_y(x, y)$ 。テーラー展開を使った近似から，

$$h_x(x + \Delta x, y + \Delta y) \approx h_x(x, y) + \frac{\partial h_x}{\partial x} \Delta x + \frac{\partial h_x}{\partial y} \Delta y = 0 \quad (\text{b4})$$

$$h_y(x + \Delta x, y + \Delta y) \approx h_y(x, y) + \frac{\partial h_y}{\partial x} \Delta x + \frac{\partial h_y}{\partial y} \Delta y = 0 \quad (\text{b5})$$

となる。これを $\Delta x, \Delta y$ について解き， $(x + \Delta x, y + \Delta y)$ を新しい点とする。以上の計算

を, Δx と Δy の値が充分小さくなるまで繰り返すのがニュートン法である。1次元の例に, この方法の幾何学的意味を図 b.3 を示す。図をみればわかるように, この方法は接線の方程式を解いた形になっている。

この計算原理からわかるように, ニュートン法は解の近くでの性能は非常によいが, 遠く離れたところでは性能が悪い。

b.3 最大傾斜法

最大傾斜法は読んで字のごとく, 図b.4に示すように現在の点における傾斜が最大である方向に解を探索して行く方法である。最大傾斜のベクトルは

$$\left(-\frac{\partial f}{\partial x}, -\frac{\partial f}{\partial y}\right) \quad (\text{b6})$$

この方法は解から遠い点では解に近づくスピードは速いが, 解の近くでのスピードは遅い, というニュートン法と逆の性質を有する。また図 b.4 に示す点 (x_1, y_1) あるのように, この方向が必ずしも解のある方向とは限らない。

ここに紹介した方法以外に, 共役傾斜法, 可変計量法, 最大傾斜法とニューール (Marquardt) 法など, さまざまな方法が知られている。

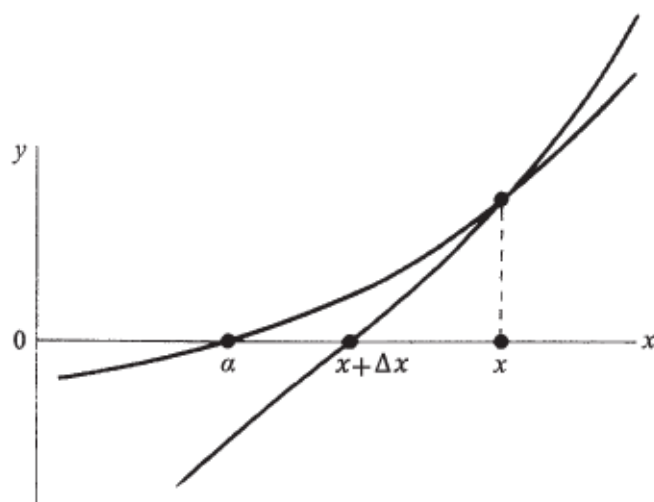


図 b.3 Newton 法の幾何学的意味

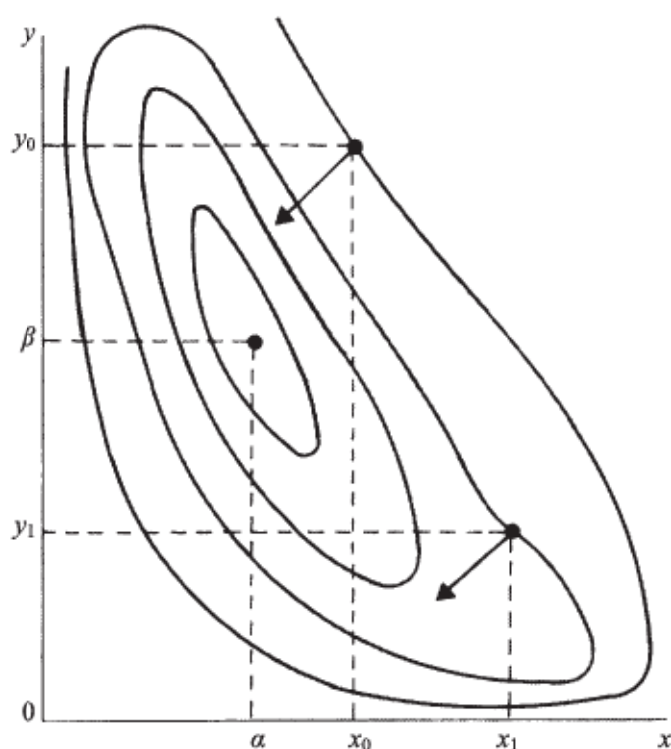


図 b.4 最大傾斜法の探索方向。矢印の方向に新しい値を決める

参 考 文 献

まず水産資源学全般にわたる書物で日本語で書かれたものとして

1. 久保伊津男・吉原友吉 (1969) 水産資源学 (改訂版). 共立出版, 東京, 482 pp.
2. 田中昌一 (編) (1973) 水産資源論. 東京大学出版会, 東京, 191 pp.
3. 土井長之 (1975) 水産資源力学入門. 日本水産資源保護協会, 東京, 66 pp.
4. 川崎健 (1983) 魚の資源学. 大月書房, 東京, 206 pp.
5. 田中昌一 (1985) 水産資源総論. 恒星社厚生閣, 東京, 381 pp.
6. 能勢幸雄・石井丈夫・清水誠 (1988) 水産資源学. 東京大学出版会, 東京, 217 pp.
7. J. A. ガランド (1990) 水産資源解析入門 (川崎健 譯). 恒星社厚生閣, 東京, 288 pp.
8. 岩井保 (1995) 海洋資源生物序説. 恒星社厚生閣, 東京, 126 pp.

等がある。いずれも名著である。

英語の本もたくさんあるが, 近年に出版された

9. Hilborn, R. and Walter, C. J. (1992). Quantitative Fisheries Stock Assessment. Chapman and Hall, New York, 570 pp.

は中級以上のレベルの書物として必読の文献であろう。また

10. 松宮義晴 (1996). 水産資源管理概論. 日本水産資源保護協会, 東京, 77 pp.

はコンパクトに水産資源学, 資源管理の理論がまとめられた名著である。

これらの書物は, 以下の各章での文献にいちいち記さないが, 本書の執筆に当たって全般的に参考にさせて頂いた。これらの書物の著者に対して深く感謝する。

以下各章で引用された文献をまとめて記す。

【第1章 漁業生物学】

1. Anonymous (1981) Population assessment. Int. Pac. Hal. Comm., Ann. Rep., 1981.
2. 能勢幸雄・石井丈夫・清水誠 (1988) 水産資源学. 東京大学出版会, 東京, 217 pp.
3. 岡崎登志夫 (1994) 系群. 現代の水産学 (日本水産学会編), 恒星社厚生閣, 東京, pp. 71-78.
4. 大富潤・清水誠 (1988) 東京湾における加入完了後のシャコの成長および寿命について. 日水誌, 54(11): 1935-1940.

【第2章 漁獲過程與漁獲尾數】

1. Baranov, F. I. (1918) On the question of the biological basis of fisheries (W. E. Ricker's English translation) (漁業における生物学的基礎の問題, 笠原昊、深瀧弘和 訳, 1951), 漁業科学叢書, 1: 1-47.
2. Beverton, R. J. H. and Holt, S. J. (1957) On the dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest. U. K., Ser., II, 19: 1-533.
3. Graham, M. (1956) Plaice. In "Sea Fisheries" (ed. by M. Graham), Edward Arnold, London, pp. 332-371.
4. 石田昭夫・田中実・大熊一正(1980)ヒメマスに対する刺網の選択性について.北海道さけ・ます孵化場研究報告, 34: 121-123.
5. 佐野二郎(2003)小型底びき網で漁獲される小型エビ類網目選択性. 福岡水技研報, 13: 55-64.
6. Tanaka, E. (2002) A method for calculating numerical estimates of gear selectivity curve. Fish. Sci., 68(6): 1981-1087.

【第3章 成長】

1. Adachi, K., Takagi, K., Tanaka, E., Yamada, S., and Kitakado, T. (2000) Age and growth of alfonso, *Beryx splendens*, in the waters around Izu Islands. Fish. Sci., 66(2): 232-240.
2. Graham, M. (1933) Report on the North Sea cod. Fish. Invest. U. K., Ser. II, 13(4): 1-159.
3. 落合明・田中克(1986)新版魚類学(下). 恒星社厚生閣, 東京, pp. 377-1140.
4. Southward, G. M. (1967) Growth of Pacific halibut. Int. Pac. Hal. Comm., Rep., 43: 1-40.

【第4章 成長残存模式】

1. Baranov, F. I. (1918) On the question of the biological basis of fisheries (W. E. Ricker's English translation) (漁業における生物学的基礎の問題, 笠原昊、深瀧弘和 訳, 1951), 漁業科学叢書, 1: 1-47.
2. Beverton, R. J. H. and Holt, S. J. (1957) On the dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest. U. K., Ser. II, 19: 1-533.
3. Ricker, W. E. (1954). Stock and recruitment. J. Fish. Res. Bd. Canada, 11(5): 559-623.
4. Russell, E. S. (1931). Some theoretical considerations on the "over-fishing" problem. J. Cons. Explor. Mer., 6(1): 3-20.
5. 田中昌一(1960)水産生物のポピュレーション・ダイナミクスと漁業資源管理. 東海水研報, 28: 1-200.



【第5章 剩餘生産模式】

1. Deriso, R. B. And Quinn II. T. J. (1983) The Pacific halibut resource and fishery in regulatory area 2, II. estimates of biomass, surplus production, and reproductiv value. Int. Pac. Hal. Comm., Sci. Rep., 67: 55-88.
2. Fox, W. W. (1970) An exponential surplus-yield model for optimizing exploited fish populations. Trans. Amer. Fish. Soc., 99(1): 80-88.
3. Fukuda, Y. (1962) On the stock of halibut and their fisheries in the Northeastern Pacific. Int. North Pac. Fish. Comm., Bull, 7: 39-50.
4. Graham, M. (1935) Modern theory of exploiting a fishery, and applications to North Sea trawling. J. Cons. Int. Explor. Mer., 10(3): 263-274.
5. 平松一彦 (1996) 国際会議で用いられる資源評価手法について. 水産資源管理談話会報, 15: 3-24.
6. Hoag, S. H., Myhre, R. J., St-Pierre, G., and MacCaugharan, D. A. (1983) The Pacific halibut resource and fishery in regulatory area 2. I. management and biology. Int. Pac. Hal. Comm., Sci. Rep., 67: 5-54.
7. Myhre, R. J., Peltonen, G. J., St-Pierre, G., Skud, B. E., and Walden, R. E. (1977) The Pacific halibut fishery: catch, effort and CPUE, 1929-1975. Int. Pac. Hal. Comm., Tech. Rep., 14: 1-96.
8. Pella, J. J. and Tomlinson, P. K. (1969) A generalized stock production mode Bull Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., 13: 421-496.
9. Quinn II, T. J., Deriso, R. B., and Hoag, S. H. (1985) Method of population assessment of Pacific halibut. Int. Pac. Hal. Comm., Sci. Rep., 72: 1-52.
10. Quinn II, T. J., Deriso, R. B., Hoag, S. H., and Myhre, R. J. (1984) A summary of methods of estimating annual surplus production for the Pacific halibut fishery. Int. North Pac. Fish. Comm., Bull., 42: 73-81.
11. Schaefer, M. B. (1954) Some aspects of the dynamics of populations important to the commercial marine fisheries. Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., 1(2):25-56.
12. Schaefer, M. B. (1957) A study of the dynamics of the fisheries for yellowfin tuna in the Eastern tropical Pacific Oceans. Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., 2(6): 245-285.
13. 鈴木治郎 (1983) プロダクションモデル. 水産資源の解析と評価 (石井丈夫 編), 恒星社厚生閣, 東京, pp. 59-68.

【第6章 資源量指数】

1. Gulland, J. A. (1995) Estimation of growth and mortality in commercial fish populations.

Fish. Invest., Ser. II, 18(9): 1-46.

2. 田中昌一 (1957) 資源量の相対指数と有効漁獲努力量. 東海水研報, 17: 1-13.
3. 北海道区水産研究所 (1997) 沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報, 1996年. 北海道区水産研究所, 北海道, 215 pp.

【第7章 資源量の直接推估】

1. Anonymous (1991) Report of the Sub-Committee on the Southern Hemisphere Minke Whales. Rep. Int. Whal. Comm., 41: 113-131.
2. 平田満・石原勝・尾脇満雄 (1983) 5つの方法で推定した熊本県黒島保護水面のアワビ現存量. 熊本水試研報, 3: 27-34.
3. 岸野洋久 (1991) ライトランセクト. サンプルングによる鯨類のモニタリング. 鯨類資源の研究と管理 (櫻本和美・加藤秀弘・田中昌一 編), 恒星社厚生閣, 東京, pp. 117-131.
4. 渡辺泰輔 (1983) 卵数法. 水産資源の解析と評価 (石井丈夫 編), 恒星社厚生閣, 東京, pp. 9-29.

【第8章 使用漁獲統計來推估】

1. Akamine, T. (1987) A solution of the multi-cohort model by Marquardt's method. Bull. Jap. Sea Reg. Fish. Lab., 37: 225-257.
2. 秋田県水産振興センター (1989) 昭和 63 年度放流技術開発事業報告書. 秋田県水産振興センター, 秋田, pp. 16-19.
3. Beverton, R. J. H. and Holt, S. J. (1959) A review of life spans and mortality rates of fish in nature, and their relation to growth and other physiological characteristics. CIBA Foundation Colloquia on Aging, 5: 142-180.
4. Chapman, D. G. (1961) Statistical problems in dynamics of exploited fisheries populations. Proc. 4th Berkeley Symp., 4: 153-168.
5. 平松一彦 (1996) 国際会議で用いられる資源評価手法について. 水産資源管理談話会報, 15: 3-24.
6. Hoag, S. H. and MacNaughton, R. J. (1978) Abundance and fishing mortality of Pacific halibut, cohort analysis. Int. Pac. Hal. Comm., Sci. Rep., 65: 1-45.
7. Kimura, D. K. and Chikuni, S. (1987) Mixture of empirical distributions: a iterative application of the age-length key. Biometrics, 43: 23-35.
8. 木村清志 (1987) イサキの資源生物学的研究. 三重大水研報, 14, 235 pp.
9. Matsumiya, Y. (1990) Method for estimating age composition from market size composition: its mathematical examination. Nippon Suisan Gakkaishi, 56: 841.

10. Murphy, G. I. (1952) An analysis of silver salmon counts at Benkow Dam, South Fork of Eel River, California. Calif. Fish and Game, 38: 105-112.
11. Paulik, G. J. and Robson, D. S. (1969) Statistical calculation for change-in-ratio estimators of population parameters. J. Wildl. Manag., 33: 1-27.
12. Pauly, D. (1980) On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. Int. Explor. Mer., 39(2): 175-192.
13. Pope, J. G. (1972) An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. ICNAF Bull., 9: 65-74.
14. 島本信夫(1987)瀬戸内海東部郡マダイの資源評価. 資源解析のための数値解析(嶋津靖彦 編), 恒星社厚生閣, 東京, pp. 88-101.
15. Tanaka, E. and Tanaka, S. (1990) A method for estimating age-composition from length-frequency by using stochastic growth equation. Nippon Suisan Gakkaishi, 56(8): 1209-1218.
16. 田中昌一(1956) Polymodalな度数分布の一つの取扱方及びキダイ体長組成解析への応用. 東海水研報, 14: 1-13.

【第9章 利用標識放流実験來推估】

1. Chapman, D. G. (1951) Some properties of the hypergeometric distribution with application to the zoological census. Univ. Calif. Public. Stat., 1: 131-160.
2. Chapman, D. G. (1955) Population estimation based on change in composition caused by a selective removal. Biometrika, 42: 279-290.
3. Gulland, J. A. (1955) On the estimation of population parameters from marked members. Biometrika, 42: 269-270.
4. Hearn, W. S. Sandland, R. L., and Hampton, J. (1987) Robust estimation of the natural mortality rate in a completed tagging experiment with variable fishing intensity. J. Cons. Int. Explor. Mer., 43(2): 107-117.
5. Hilborn, R. (1990) Determination of fish movement patterns from tag recoveries using maximum likelihood estimators. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 635-643.
6. 平田満・石原勝・尾脇満雄(1983) 5つの方法で推定した熊本県黒島保護水面のアワビ現存量. 熊本水試研報, 3: 27-34.
7. 神奈川県水産試験場(1992) 平成3年度資源培養管理推進対策事業報告書. 神奈川水試, 神奈川, pp. 29.

8. 加藤史彦・山田悦正 (1975) 標識放流法による飯田湾のマダイ1才歳魚資源量推定. 日水研報, 26: 1-16.
9. Paulik, G. J. (1961) Detection of incomplete reporting of tags. J. Fish. Res. Bd. Canada, 18: 817-829.
10. Petersen, C. G. J. (1896) "The yearly immigration of young plaice into the Limfjord From the German Sea", etc. Report of the Danish Biological Station (1895), 6: 1-48.
11. Seber, G. A. F. (1962) The multi-sample single recapture census. Biometrika, 49: 330-349.
12. Seber, G. A. F. (1982) The estimation of animal abundance and related parameters (2nd ed.). Griffin, London, 654pp. (3~6章および12~13章).
13. Tanaka, E. (2006) Simultaneous estimation of instantaneous mortality coefficients and rate of effective survivors to number of released fish using multiple sets of tagging experiments. Fish. Sci., 72(4): 710-718.
14. Tanaka, E. (2009) Estimation of Temporal Changes in Growth of Green Turtles, *Chelonia mydas*, in waters around the Ogasawara Islands. Fish. Sci., 75(3): 629-639.
15. 山田作太郎・北田修一 (2009) 生物統計学入門. 成山堂書店 東京, 262 pp.

【附 録】

1. チャタジー・プライス (1981) 回帰分析の実際 (佐和隆光・加納悟共訳). 新曜社, 東京, 249 pp.
2. 中山洋輔・平松一彦 (2010) TAC 対象種の資源評価に用いられるVPAの信頼性の検討. 日水誌, 76(6): 1043-1047.
3. 奥野忠一・久米均・芳賀敏郎・吉沢正 (1971) 多変量解析法. 日科技連, 東京, pp. 92-111.
4. Rao, C. R. (1965) Linear Statistical Inference and its Applications. Jon Wiley & Sons, New York, 522 pp.
5. Paloheimo, J. E. (1980) Estimation of mortality rates in fish populations. Trans. Amer. Fish. Soc., 109: 378-386.
6. 山田作太郎・北田修一 (2004) 生物統計学入門. 成山堂書店 東京, 262 pp.
7. 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四朗 (1983) 情報量統計学. 共立出版, 東京, 236 pp.
8. 繁樹算男 (1985) ベイズ統計入門. 東京大学出版会, 東京, 225 pp.

索引

❖ 英文

- AIC (Akaike Information Criteria)
.....40, 42, 134
- Allometry 式.....43
- Baranov18, 46, 47
- Bayes 推估 (Bayesian estimate).....96, 134
- 統計學 (Bayesian statistic).....134
- 公式 (Bayes's formula)134
- Beverton and Holt46, 47, 49, 55, 100
- 再生產曲線55
- 漁獲式49
- Bootstrap法70, 103, 104, 105
- Chapman (法)121
- Cohort100
- CPUE (catch per unit effort)15, 50, 60, 67
68, 70, 71, 72, 78, 79, 80, 84, 103, 104, 105
106 107, 111, 115, 127, 129, 135
- de Lury 模式111, 114
- Fox67
- Gompertz 成長式36, 37
- 模式60, 62, 64, 65, 67
- GSI → 生殖腺體重比
- Gulland 法123, 124, 125, 126
- hazard rate model92
- Hearn *et al.*123, 125, 126
- Jackknifing 法125
- Jolly-Seber 法119
- Leslie 模式111
- logistic
- 曲線27, 30
- 成長式36, 37
- 模式30, 60, 62, 64, 65, 67, 68
- Marquardt 法70, 103, 104, 140
- MSY (maximum sustainable yield)
.....46, 56, 64, 65, 70, 75
- MSYL (MSY Level).....64, 75
- Newton 法39, 101, 139, 140
- nonparametric model29
- parametric model29
- Paulik (法)122, 123, 124, 128
- Pella and Tomlinson62, 68
- 模式60, 62, 64, 65, 67
- Petersen 法119, 120, 121
- 推估120
- process error model → 過程誤差模式
- retrospective analysis104, 108, 109
- Richards 成長式36, 37
- Ricker 型再生產曲線 (Ricker reproduction
curve)55
- Ridge 法136
- Russell46, 47, 48, 49, 60
- 方程式46
- 4 要素48, 60
- Schaefer60, 67
- 模式60, 67
- Schnabel 法119, 120, 123
- Seber法119, 123, 124
- separable VPA100, 102, 103, 105, 106
- Simplex 法69, 103, 104, 138
- single cohort解析100, 101, 103, 106, 107
- SY (sustainable yield)63, 64
- terminal *F*100, 101, 102, 106, 107

tuning VPA ... 100, 103, 104, 105, 107, 109, 110
 von Bertalanffy 34, 48
 - 成長式 34, 35, 36, 37, 38, 42
 47, 48, 126, 127
 VPA (virtual population analysis)
 70, 100, 125

❖ 日 文

ベータ分布 (beta distribution) 131
 ガンマ分布 (gamma distribution) 131
 中心極限定理 (central limit theorem) 131
 回帰係数 (regression coefficient) 136
 赤池情報量規準 → AIC
 事前分布 (prior distribution) 131, 134, 135
 指数分布 (exponential distribution) 131
 連続型 (continuous model) 131
 残差分析 (residual analysis) 136
 最大傾斜法 (maximum descent method)
 140
 最小二乗推定値 (least squares estimate)
 136
 復元抽出 (sampling with replacement)
 132, 136

❖ 中 文

二 劃

4 項因素 46, 47, 48
 50% 選擇體長 (length at 50% selection) 27
 ト瓦松分布 (Poisson distribution ; ポアソン
 分布) 19, 29, 130, 131
 二項分布 (binomial distribution) 27, 29, 112
 120, 124, 130, 131, 132, 133

三 劃

三線雞魚 (chicken grunt) 97

上脱式標識 (pop-up tag) 127

四 劃

反李氏現象
 13

五 劃

加入 (recruitment) 15, 23, 24, 25, 46
 48, 49, 50, 60, 61
 加入量 (number of recruitment) 23, 24, 25
 26, 49, 53, 54, 55, 56, 57, 61
 加入年齡 (age at recruitment) 23, 24, 101
 加法誤差 38, 39, 40, 42, 43, 112, 126
 平衡漁獲量 (equilibrium catch) 48, 49
 63, 64, 65
 平衡資源量 (equilibrium stock size)
 47, 48, 63, 64, 65, 66
 目的函數 (objective function ; 目的関数)
 70, 137
 目視調査 (sighting survey)
 84, 86, 90, 93, 121
 生殖腺體重比 (gonad somatic index) 14

六 劃

耳石 (otolith) 12, 13, 14
 再捕 (recapture) 9, 15, 118, 119, 120
 121, 122, 123, 124, 125, 126, 127, 128
 再生產曲線 (reproduction curve)
 54, 55, 56, 57
 李氏現象 (Lee phenomenon) 13
 成長 (growth) 8, 10, 14, 34, 60, 70, 109
 成長曲線 (growth curve) 35, 36, 37, 43
 成長係數 (growth coefficient) 34, 37, 127
 成長殘存模式 46, 47, 56, 60
 有效探索幅寬 (effective search width)
 84, 91

有效漁獲努力量 (effective fishing effort)
.....20

有條件的機率 (conditional probability)
..... 96, 112

曳網次數 (number tows)19

曳網時間 (towing time) 19

作業次數 (number of operation) 19

自然增加率 (rate of natural increase)
..... 61, 62, 63

自然死亡率 (natural mortality rate)
..... 20, 21, 24, 47

自然死亡係數 (natural mortality coefficient)
.... 21, 22, 54, 55, 100, 102, 103, 105, 107, 125

年級 (year class)22, 24, 25, 36
46, 48, 49, 54, 61, 100, 101, 103

年齡 (age) 8, 10, 11, 12, 13, 14, 22
23, 24, 25, 26, 34, 35, 37, 38, 40, 41, 42, 43
47, 49, 52, 53, 54, 60, 61, 84, 89, 96, 97, 98
99, 100, 101, 102, 103, 104, 105, 106, 107, 118
126, 127

年間漁獲率 (annual exploitation rate)
..... 18, 21, 22

年間自然死亡率 (annual morality rate).....21

年間平均資源量 (annual average abundance)
..... 49

多次放流 (multi-release) 119, 123, 125

多項分布 (multinomial distributeon)
..... 97, 98, 112, 113, 122, 124, 128

全減少係數 (total morality coefficient).....21

七 劃

努力的有效度 (effectiveness of effort)
..... 20, 80, 84

助宗鱈 (walleye pollock) 81

系群 (stock) 8, 9, 10, 34, 56, 89

八 劃

放流 1 次 (single release) 119, 123, 124

定格調查 (quadrate survey) 86, 121

底拖網的選擇曲線 (selection curve of trawl
gear)27

直接推估 (direct estimation) 84, 86

拖網漁業 (trawling fisheries) 81, 107

金眼鯛 (splendid alfonsino) 40, 125, 126

非標識魚 (fish without tag)118, 119

肥滿度 (condition factor)44

九 劃

持續生產量 → SY

封閉性漁場 (closed fishing ground)
..... 18, 20, 46, 60

封閉個體群 (closed population) 118

相對漁獲性能 (relative fishing power)20

負二項分布 (negative binomial distribution ;
負の二項分布)29, 130, 131

姬鱒 (kokanee)30, 31

紅鮭 (sockeye salmon) 55, 56

十 劃

高眼鰈 (plaice)23, 50, 51, 52, 53, 54

記錄型標識 (archival tags)127

迴歸分析 (regression analysis ; 回歸分析)
..... 38, 43, 44, 96, 135

除去法 (removal method)109

乘法誤差 38, 39, 40, 42, 43, 112

狹鱗庸鰈 (pacific halibut)
..... 35, 36, 70, 71, 74, 107, 109, 110, 129

十一 劃

- 產卵量調查 (fertility survey)88
採捕1次 (single recapture).....118, 119
掃海面積 (swept area)18, 19, 84
常態 (正規) 分布
.....69, 102, 103, 108, 109, 131, 132
累積漁獲量 (cumulative catch effort)48
移動 (movement)8, 9, 11, 15, 23
64, 127, 128, 129
移動率 (movement probability)....118, 127, 128
偏差 (bias ; 偏り).....86, 88, 104, 108, 132
魚群探測機 (fish finder).....86, 94

十二 劃

- 搜尋魚群時間 (searching time)19
殘存率 (survival rate)19, 20, 21, 88, 126
超幾何分布 (hypergeometric distribution)
.....119, 130
開放個體群 (open population)118, 119
單位努力漁獲量 → CPUE
最大持續生產量 → MSY
最小平方法 (least squares method ; 最小二乘法)43, 67, 68, 112, 137
最大概似推估 (maximum likelihood estimate ; 最尤推定)38, 39, 40, 55, 69, 96
103, 104, 112, 113, 119, 120, 122, 127, 128
132, 134, 135, 136, 137
幾何學的漁獲強度 (geometric fishing Intensity)18, 19, 80
等漁獲量曲線圖 (yield isopleths diagram)
.....52
剩餘生產量模式 (surplus production model)
.....60, 61, 66, 72, 96, 107

十三 劃

- 試驗作業 (experimental survey)
.....27, 28, 29
資源量指數 (abundance index)
.....78, 79, 84
極限體重 (asymptotic weight)35
極限體長 (asymptotic length).....34, 35
概似度 (likelihood ; 尤度)
.....28, 70, 74, 113, 132, 133, 134
發現概率 (detection probability).....84
費雪情報量 (Fisher Information ; フィッシャー情報量)39, 133
過程誤差 (process error)68, 74, 75
過程誤差模式 (process error model)
.....67, 72, 73

十四劃

- 盤鮑 (abalone)114
漁具效率 (catchability coefficient)
.....19, 29, 30, 61, 62, 63, 66, 128
漁獲率 (exploitation rate)
.....18, 20, 21, 22, 66, 100, 128
漁獲量 (catch yield)9, 46, 47, 48, 50, 52
53, 60, 62, 66, 68, 69, 70, 71, 78, 81, 83, 96
102, 103, 105, 106, 115
漁獲性能 (fishing power)19, 20
漁獲(死亡)係數 (fishing(mortality)coefficient)
.....19, 20, 22, 26
52, 53, 100, 101, 102, 103, 104, 105, 106, 125
漁獲效率 (fishing efficiency).....18, 26, 84, 87
漁獲強度 (fishing intensity)18, 19, 20, 22
漁獲機制 (capture process)18
漁獲努力量 (fishing effort)
.....18, 19, 20, 70, 71, 110

- 漁獲開始年齡 (age at first capture)
..... 23, 24, 26, 52, 54, 60, 101
- 漁獲對象資源 (exploitable stock) 23, 46
- 漁獲對象資源量 (size of exploitable stock)
..... 24, 50, 53
- 複迴歸分析 (multiple regression analysis)
..... 68
- 複合常態分布 (mixed normal distribution)
..... 97, 99
- 壽命 (longevity) 24, 100
- 嘉鱾魚 (red sea bream) 106
- 劃區調查 (division investigation) 86
- 對數常態分布 (log-normal distribution ; 对数
正規分布) 38, 131
- 對數概似度 (log-likelihood ; 对数尤度) .. 27, 30
39, 69, 98, 104, 105, 106, 112, 124, 127, 132
- 綠蠵龜 (green turtle) 127
- 網數 (number of hauls) 19, 29
- 十五劃**
- 橫向距離 (perpendicular distance) 90, 91
- 標籤 (tag) 118, 127
- 標準化努力量 (standardized effort) 19
- 標識魚 (tagged fish, marked fish)
..... 118, 119, 120, 127
- 標識放流法 (mark-recapture method) ... 10, 118
- 標識脫落率 (rate of tag shedding)
..... 119, 120, 121, 125
- 標識放流再捕紀錄 (mark-recapture record)
..... 9, 17, 120, 125, 126, 127
- 線穿越法 (line transect method) 86, 90
- 十六劃**
- 隨機變數 (random variable ; 確率変数)
..... 69, 102, 103, 135
- 選擇曲線 (selection curve) 27, 29
- 選擇作用 26, 84
- 獨立 (independent ; 独立)
..... 8, 9, 27, 38, 93, 111, 135
- 十七劃**
- 環境承载力 (carrying capacity) 47, 61, 62
- 點穿越法 (point transect method) 86, 88
- 錨型標識 (anchor tag) 118
- 十九劃**
- 離散模式 (discrete model ; 離散型)
..... 111, 130
- 二十劃**
- 鯷魚 (herring) 9, 13, 118
- 鰹類 (sardine) 90
- 二十二劃**
- 疊代計算 (iterative calculation ; 繰り返し計
算) 104, 138
- 二十五劃**
- 觀測誤差 (measurement error)
..... 38, 67, 68, 72, 73, 74, 75, 102, 111, 112

國家圖書館出版品預行編目 (CIP) 資料

新訂水產資源解析學 / 田中榮次著；郭慶老譯. --
初版. -- 基隆市：農委會水產試驗所, 2013.11
面；公分. -- (水產試驗所特刊：第 17 號)
ISBN 978-986-03-8495-6 (平裝)

1. 水產資源

438.11

102021375

水產試驗所特刊第 17 號

新訂水產資源解析學

作 者：田中榮次
譯 者：郭慶老
發行人：郭慶老
策 劃：劉富光
主 編：曾振德
執行編輯：吳美錚
助理編輯：李周陵
校 稿：劉國強、吳繼倫、郭恆如
出 版 者：行政院農業委員會水產試驗所
地 址：基隆市中正區 20246 和一路 199 號
電 話：(02) 2462-2101
傳 真：(02) 2462-9388
網 址：<http://www.tfrin.gov.tw>
信 箱：service@mail.tfrin.gov.tw
初 版：2013年11月
定 價：新台幣 300 元整

原 著：新訂水產資源解析學 田中榮次 著
©2012 Eiji Tanaka；(株)成山堂書店 發行

展售處：

1. 五南文化廣場台中總店 台中市中山路6號 / (04) 2226-0330
2. 國家書店 台北市松江路209號1樓 / (02) 2518-0207
<http://www.govbooks.com.tw>

GPN 1010202262
ISBN 9789860384956

本書內容非經本所同意，不得重製、數位化或轉載





行政院農業委員會水產試驗所
Fisheries Research Institute, COA