

海洋水产資源調查研究方法

〔第 二 輯〕

广东省科学技术情报研究所

一九六四年十二月

目 录

1. 商业性鱼类群体的生长和死亡率的估计..... J.A. Culland, B.A. (1)
2. 研究鱼类体重及体长增长变化的方法..... В. А. Абакумов (40)
3. 经济鱼类种群变动数学模拟原理..... В.С. Излев (46)
4. 太平洋食用蟹(*Cancer magister* Dana)的生长和年龄之测定..... Т.Н. Butler (54)
5. 研究船上渔获物的取样..... J. E. Poloheimo, L. M. Dickie (72)
6. 关于采集鱼类样品估算鱼类数量变动问题 Т. Ф. Дементьева (83)
7. 从飞机上观察的魚群生态 高嶋静男・小川义司 (89)
8. 本州太平洋岸鯷魚资源的管理与预测 林繁一 (92)
9. 論鱼类性成熟和繁殖力变动的规律性..... Ю. Г. Юровицкий (98)
10. 論生活周期短的鱼类种群结构变化的规律性(报告提要)..... Ю. Е. Лапин (99)

商业性鱼类群体的生长和 死亡率的估计

J. A. Gulland, B. A.

緒 言

在鱼类群体变动的研究中，对于鱼群的密度和鱼类年龄、大小组成的参数，有首先予以确定的必要，从而对于鱼类的生长，死亡，群体和比较密度等方面作进一步的调查研究，以求其值。由于鱼类的数量很大，种类很多，如仅靠商业统计的方法是不可能得到系统和完整的资料的。本报告试图从数学和统计观点上对市场鱼货的样品加以分析研究，由这些样本资料的大量搜集和阐述，从而得到参数的推定值。一个最可靠的推定值在统计学的词义上是无偏差或变异最小。这个工作有如射击一样，如枪法不好则不能击中，熟练者的射击，子弹将成串地击在目的物上而不至有偏差的离散，不熟练者适得其反。因此，这个资料的推算工作可以由射击作比喻，一般来说，一种无偏差的推算要比有偏差或偏差较小的有用得多，用这种方法如果发生有较大的偏移时，将会立即显示在各区间推算值之中，但巨大的偏差用这种方法却是不能显示在各区间推算值之中。

为了推算的正确，对其变数要进行严密的测定，变数愈小，精确性愈大，因此，在推算的结果上要求有一种最小的变数，以达到最大的精确。

本报告是根据商业鱼货的情况来作自然群体的研究。报告的第一部分是对于鱼类样品的长度和年龄组成的分析。第二部分是论述自然群体的组成。第三部分是关于自然群体生长和死亡参数的推定。在以下各部分中将以理论为先导，然后结合北海 Plaice（一种比目鱼）和其它种类而加以实际应用。

I. 商品鱼货中的样品分析

长度分布

对于鱼货的采样是一个简单的统计工作，这个工作是以最小的变数去推算鱼类的实际年龄或长度和群体的数量。

在英国，当鱼类放入鱼箱在市场销售以前，即作好必要的采样测定，对重要的种类分为二个以上的大小类别，这对推算鱼类长度（单位cm.）分布的正确性有很大的好处。鱼类的测定样品是从任意选择的渔船上得来。各条船的采样数量相同，但样品的大小和渔船的数量是不同的，采样技术应由这些因素来决定。如已知鱼类的总重量，该重量在推算一定重量中某种长度群的鱼类的平均尾数 $\bar{n}$ 是必须要知道的，以下的统计分析

将推算 $\bar{\lambda}$ 的变数和受样品大小数量影响的关系。

令 n = 采样船数量。

m = 各样品鱼的平均数。

w_i = i 船的鱼货重量, $i=1, 2, 3, \dots, n$ 。

λ_i = 在 i 船中特定长度群单位重量的实际平均数。

l_i = 在 i 船中特定长度群单位重量的估计平均数。

L = 在全部鱼货中特定长度群单位重量的估计平均数。

$$\therefore n \text{ 船中一种长度群鱼类的总数} = \sum_{i=1}^n w_i \lambda_i$$

$$n \text{ 船中一种长度群鱼类的估计数} = \sum_{i=1}^n w_i l_i$$

$$\bar{\lambda} = \frac{\sum w_i \lambda_i}{\sum w_i} \dots \dots \dots (1.1)$$

$$L = \frac{\sum w_i l_i}{\sum w_i} \dots \dots \dots (1.2)$$

有时对任意取得的重量系数 w 可能不同于为了估计 $\bar{\lambda}$ 的特定样品重量, $L' = \frac{1}{n} \sum l_i$, 这是比较容易估计的, 但如在鱼货的大小和长度分布之间不一致, 则将在结果中产生偏差。

将 (1.2) 式化为:

$$L \sum w_i = \sum w_i l_i = \sum w_i \bar{\lambda} - \sum w_i (\bar{\lambda} - l_i) = \sum w_i (\lambda_i - l_i) \dots \dots \dots (1.3)$$

上式中 $\lambda_i - l_i$ 是 i 船的采样误差, $\bar{\lambda} - l_i$ 是 i 船与总平均数之间的差异。

$$\therefore (\sum w_i)^2 \text{var} L = \sum \text{var}\{w_i (\bar{\lambda} - l_i)\} + \sum w_i^2 \text{var}(\lambda_i - l_i) \dots \dots \dots (1.4)$$

假定 $\text{var}(\bar{\lambda} - l_i) = \sigma_i^2 = i$ 的独立常数

又 λ_i 的变化不大, $\text{var}(\lambda_i - l_i)$ 将接近常数, 并和各样品的数量呈反比, 即 var

$$(\lambda_i - l_i) = \frac{1}{m} \sigma_i^2.$$

$$\therefore \text{由 (1.4) 式可得 } \text{var} L = \frac{\sum w_i^2}{(\sum w_i)^2} (\sigma_i^2 + \frac{1}{m} \sigma_i^2)$$

令 $\sigma_i^2 = \alpha \sigma_i^2$, $mn = N$ = 测定数量。

$$\therefore \text{var} L = \frac{\sum w_i^2}{(\sum w_i)^2} (\sigma_i^2 + \frac{1}{m} \alpha \sigma_i^2) = \frac{\sum w_i^2}{(\sum w_i)^2} \frac{\sigma_i^2}{m} (m + \alpha) \dots \dots \dots (1.5)$$

假定 w_i 之数接近相等, 则 $\frac{\sum w_i^2}{(\sum w_i)^2}$ 接近相等于 $\frac{1}{n}$, 实际上则稍大, 由 w_i 的变量而定。

$$\text{var} L = \frac{1}{n} \cdot \frac{\sigma_i^2}{m} (m + \alpha) = \frac{\sigma_i^2}{N} (m + \alpha) \dots \dots \dots (1.6)$$

在上式中 σ_i^2 和 α 是常数, 而 N 和 m 是可变数。

假定 m 和 N 是独立的可变数, 则对于一个不变的测定数, 当 m 最小时, 其变量亦最小, 也可认为 $= 1$ 。

$$(\text{var} L) \min = \frac{\sigma_1^2}{N} (1 + \alpha) \dots\dots\dots (1.7)$$

任何一种样品的系数能确定为:

$$\text{系数} = \frac{(\text{var} L) \min}{\text{var} L} = \frac{1 + \alpha}{m + \alpha} \dots\dots\dots (1.8)$$

在实算中, 由于从一条船到另一条船采样需要一定的时间, 在这时间中要在很多船采取很少的样品, 则将减少测定鱼类的数量, 和为了样品总数中求得 $\text{var} L$ 的最小值, 则代入 (1.6) 式为:

$$\text{var} L = \sigma_1^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\alpha}{N} \right) \dots\dots\dots (1.9)$$

当 $m = \alpha$ 时, 则 n 和 N 在上式中相等, 如 $m > \alpha$ 时, 则上式中的主数是 $\frac{\sigma_1^2}{n}$, 并由于 m 的增大而不减小。

以上应用在一个鱼箱中包含一定重量的鱼类的数量上, 故对于样品的重量必须知道, 以确定一箱中鱼类的数量。

$l_i (= \sigma_1^2 + \frac{1}{m} \sigma_2^2)$ 的变量能从不变的样品上去推定, σ_1^2 和 σ_2^2 被分别地确定下来, 并由此产生 α , 这是从各船中同样大小的两个分离样品所取得的。在一般方法上一种变量的分析表示如下:

差 异 原 因	自 由 度	平 方 数	平 均 平 方
在 同 一 船 中	n	A	$\frac{1}{n} A$
在 不 同 船 中	$n-1$	B	$\frac{1}{n-1} B$
合 计	$2n-1$	C	

以 l_i, l'_i 表示 i 中 l 的两个值,

$$\text{则 } C = \text{平方总数} = \sum_{i=1}^n \left\{ (L - l_i)^2 + (L - l'_i)^2 \right\}$$

$$A = \text{在同一船中的平方数} = \sum_{i=1}^n \frac{2}{1} (l_i - l_i)^2$$

$$B = \text{在不同船中的平方数} = \sum_{i=1}^n 2 \left\{ L - \frac{1}{2} (l_i + l'_i) \right\}^2$$

$$A + B = C$$

$$\text{推算 } A = n \cdot \frac{1}{m} \cdot \sigma_2^2 \dots\dots\dots (1.10)$$

$$B = 2(n-1)(\sigma_1^2 + \frac{1}{2m}\sigma_2^2) \dots\dots\dots (1.11)$$

$$C = 2(n-1)\sigma_1^2 + \frac{2n-1}{m}\sigma_2^2 \dots\dots\dots (1.12)$$

σ_1^2 和 σ_2^2 的推算则为:

$$\frac{1}{m}\sigma_2^2 = \frac{1}{n}A \dots\dots\dots (1.13)$$

$$2\sigma_1^2 = \frac{1}{n-1}B - \frac{1}{n}A \dots\dots\dots (1.14)$$

$$\text{从而 } \alpha = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \frac{\frac{m}{n} \cdot A}{2(\frac{1}{n-1}B - \frac{1}{n}A)} \dots\dots\dots (1.15)$$

如在一条船中对此二项数有充分的记录, 则对 $\frac{1}{m}\sigma_2^2$ 的理论值能立即求得, $\frac{1}{m}\sigma_2^2 =$

$$\frac{1}{m} \lambda_1 (k - \lambda_1)$$

以上 k = 在单位重量中的鱼类总数。

λ_1 = 需要长度的鱼的数量。

以一般的方法求得 $\text{var } l_i = \sigma_1^2 + \frac{1}{m}\sigma_2^2$ 以后, σ_1^2 、 σ_2^2 和 α 即能分别地定其值。

以上所述, 尽是使用于一种特定的长度群方面, 当然对于各种长度群及其推算的变量计算可用同样的方法推算出来, 但为了对每一种长度群的推算, 一般要有一个能得到可靠效果的折衷方案, 这是很重要的, 但对采样要求的绝对总数却是不容易予以确定的, 这将于本文后面来叙述。

由英国拖网船捕捞的 plaice (一种比目鱼) 的最大部分, 是在格林斯比和劳威斯托夫 (Grimsby and Lowestoft) 两港卸货, 同时他们能完成经常的鱼类测定工作。这里的鱼类通常是装在一种10听鱼箱(规定一听=14磅)中, 并分为大、中、小三个主要类型, 有时还分为好的与不好的二个次要类型, 但后者在全部鱼货中仅占极小的一部分, 这好的一类仅是包括体型大和年龄大的部分。在1951年10月, 从各船的鱼货中测定了各为一箱的三种主要类型, 求得了 σ_1^2 和 σ_2^2 之值, 和分析了它们之间的变质关系。对50尾中型鱼在各长度群中的数量分析如表1.1。

表1.1 plaice (一种比目鱼) 的变异测定分析

差 异 原 因	自由度	长 度 群					
		30—34 cm.		35—39 cm.		40—44 cm.	
		平方数	平均平方	平方数	平均平方	平方数	平均平方
在 同 一 船 中	12	141.0	11.75	145.0	12.08	62.5	5.21
在 不 同 船 中	11	965.5	87.77	622.8	56.62	88.5	8.04
合 计	23	1,106.5		767.8		151.0	
平 均 尾 数		18.75		28.08		3.04	
(期 望 变 异 数)		11.72		12.31		3.86	

以85—89cm群为例，在算式中则为：

$$145 = A = n \cdot \frac{1}{m} \cdot \sigma_1^2 = 12 \cdot \frac{1}{15} \cdot \sigma_1^2$$

$$622.8 = B = 2(n-1) \left(\sigma_1^2 + \frac{1}{2m} \sigma_2^2 \right) = 2 \cdot 11 \cdot \left(\sigma_1^2 + \frac{1}{100} \sigma_2^2 \right)$$

$$\therefore \sigma_2^2 = 50 \cdot 12.08 = 604$$

$$\sigma_1^2 = 28.81 - 6.04 = 22.27$$

$$\alpha = 27.12$$

誠然，在以上分析中不能作出完全正确的推算，但可能出入并不太大。假如平均数 $= n$ ，则50尾样品魚的理论变异 $= \frac{n \times (50 - n)}{50}$ 如表 1.1 的最后一项中。从35—39cm 群已計算其 α 值是 27.12，以同样的方法計算：30—34cm 群 $\alpha = 15.46$ ，40—44cm 群 $\alpha = 184.1$ 。这表示如对30—34cm 群取样品在15尾以上和对35—39cm 群取样品在30尾以上时，将不会大大增加分析结果的正确性，这是由于任何一条船的漁获物虽是类似的，而在不同船的漁获物大小組成上有极大的不同，因此认为在一条船中对30—34cm 群取20条样品是一个适当的比例数，而当其它同样的船不知道漁获物的大小組成时，则要增加只需很少的附加样品。故在采样中适当减少或增加样品的数量是必須的，但如在許多船中要測定大量的样品事实上会有困难，如对中型 plaice（一种比目魚）的測定，一般用如下两种方法大約都需要20分钟的时间：（A）在一条船中測定一箱魚 = 200尾。或（B）在二条船各測50尾。現以30—34cm 群用（1.9）方程式作两种方法的比較：

$$(A) \quad \text{var}L = \sigma_1^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\alpha}{N} \right)$$

$$= 38.01 \left(1 + \frac{15.46}{200} \right) = 40.95$$

$$(B) \quad \text{var}L = 38.01 \left(0.5 + \frac{15.46}{100} \right) = 24.88$$

以上显示：用方法（B）是比较有利的，其样品数量仅約为（A）的一半，以同样方法比較：35—39cm 群，从25.29减少到17.17，40—44cm 群，从2.72略增到3.31。由此可見，其中最多和最重要的是30—39cm 群，其測定的正确性就是可弥补在次要长度群測定上的損失。

在劳威斯托夫对 plaice（一种比目魚）的起卸用10听魚箱，因此能知道魚貨的重量，但一整箱魚的重量要比需要的样品重量大得多，如需要样品魚50尾，而魚箱中尚剩余150尾，从此可計算样品魚重量为 $\frac{50}{200} = \frac{1}{4}$ 箱，即 $2\frac{1}{2}$ 听。

为了計算方便，可采用魚的平均长度来計算。如图1.1是1953年在劳威斯托夫对小型 plaice（一种比目魚）的計算，从图中可得到魚的数量和长度比例。在图1.1中，此斜綫是 $y = 251.5 - 19.612(x - 31.304)$ ，这里 y = 一箱中魚的尾数， x = 平均长度。此斜

綫兩旁的圓點散布是相當小，它們的相關系數為0.806。在此一篇中魚數的計算誤差為175.1，標準誤差為 $\sqrt{175.1}=13.2$ 。對於25—29、30—34和35—39cm長度群的誤差應各為26.5、42.9和2.28；在這三個長度群中數量的觀察變量各為1953.6、420.2和174.75。而其中30—34cm長度群的誤差最小，僅為總數的10%強，因此可以不予重視。

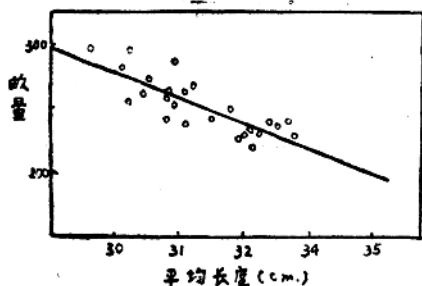


圖1.1 一箱小型plaice在平均長度上的尾數。

在英國的漁港，對於狗鱈(hake)和鱈魚(cod)的測定和plaice（一種比目魚）一樣已經在商品魚貨中進行。在1952年Fleetwood港對於（狗鱈）的測定結果列如表1.2，這是從每一條漁船上測定二箱以上的樣品，共測定了44箱中型狗鱈，一箱約為30尾。表內顯示，在同一船中和不同船中的平均平方是有顯著差異的。

表1.3和1.4是顯示在1952年初從II A區（挪威沿海）和I區（白令海和茂曼(Murman)沿海）捕撈在格林斯比港起貨的鱈魚測定結果。

表1.2

狗鱈(hake)測定的變異分析

樣品：一箱=30尾

變異原因	自由 度	長 度 群			
		60—64cm		65—69cm	
		平 方 數	平 均 平 方	平 方 數	平 均 平 方
在 不 同 船 中	14	751.99	53.71	434.72	31.05
在 同 一 船 中	29	176.92	6.10	369.17	12.73
合 計	43	928.91		803.89	
變 異 率		8.80 P < 0.001		2.44 0.01 < P < 0.05	

表1.3

在ⅡA区格林斯比鱈的变异分析

样品: 1箱=15—20尾

变 异 原 因	自 由 度	长 度 群					
		60—69cm		70—79cm		80—89cm	
		平 方 数	平均平方	平 方 数	平均平方	平 方 数	平均平方
在不同船中	5	23.1	4.62	113.7	22.7	9.8	1.96
在同一船中	14	65.5	4.68	114.5	8.2	72.0	5.14
合 計	19	88.6		228.2		81.8	
变 异 率		0.39		2.78		0.38	
		0.05 < P < 0.1					

表1.4

在Ⅰ区格林斯比鱈的变异分析

样品: 1箱=20—40尾

变 异 原 因	自 由 度	长 度 群					
		40—49cm		60—69cm		80—89cm	
		平 方 数	平均平方	平 方 数	平均平方	平 方 数	平均平方
在不同船中	4	363.6	90.9	42.9	20.7	14.5	3.6
在同一船中	12	360.7	30.1	140.7	11.7	23.0	1.9
合 計	16	724.3		223.6		37.5	
变 异 率		3.02 0.05 < P < 0.1		1.77		1.89	

在表 1.5 中，显示了三种不同类别的测定结果，据其变异分析，可见在不同船之间比在同一船中的样品要有较大的变异。而一个更重要的特点是，无论何种类别的鱼类，其二个变异的比率在中間尺寸的趋向上是最高，因此认为这是一个比较重要的尺寸，必须采取较多的样品为宜。

分 层 采 样

在整个鱼获物的卸货过程中，事实上它们是来自各个不同的时期和不同的地方，往往是由于各种不同的渔具和不同的渔船，因而鱼类的大小和形状亦常常归入不同的类型之中。为了鱼群的推算，在采样计划中有作选择采样的，也有作分类采样的，并且在时间的划分上如季、月、周和日的渔获量在推算上亦会造成显著不同的结果。这些都是所谓分层采样的一般问题，这对于鱼类年龄调查的工作上是十分重要的，因而有详细研究的价值。就不分层采样的情况来说，对于鱼类群体不顾条件的如何不同，将全部的样品一起来推算。而分层采样则不然，将鱼类群体分为几个层次，在每一个层次中又将样品分类推算，以取得每一层样品的推算值。这样它就能说明在整个群体中不同层次的不同情况，相反，在不分层样品中，这一层就无法得到另一层的任何情况。如下的计算方法将是利用分层采样和分别求取其值，并预期获得一个正确的或误差最小的推算结果。

假设：全年的鱼货总量为 N ，分为 K 层，在 i 层中有鱼 N_i ，和要确定一种类型的群体 π ，例如在群体中的一个特定长度群。 π_i = 在 i 层中一种类型的群体。在分层中并可划分为许多类型：例如卸货时间、渔捞方法和市场范围等。以一个分层采样的方法(A)，去求得一个群体的总产 n ，而 n_i 是在 i 层中任意和独立的取得数， $\sum n_i = n$ 。 n 又能从整个群体中任意和独立地取得，如方法(B)。

令 $n_i p_i$ = 在 i 层样品中一种类型的鱼数 (方法 A)。

np = 在整个样品中一种类型的鱼数 (方法 B)。

预计 $p_i = \pi_i$ 和 $p = \pi$

令 $\text{var } p_i = \frac{1}{n_i} \sigma_i^2$ 和 $\text{var } p = \sigma_p^2$

以方法A, π 的推算，在整个群体中的比率是，

$$p_A = \frac{1}{N} \sum N_i p_i$$

$$\therefore \text{预计 } p_A = \frac{1}{N} \sum N_i \pi_i = \pi$$

$$\text{var } p_A = \frac{1}{N^2} \sum N_i^2 \text{var } p_i = \frac{1}{N^2} \sum N_i^2 \frac{\sigma_i^2}{n_i} = \sigma_A^2$$

一般地，样品总量 ($= n$) 是不变的，而 n_i 值是能变的。

在方法A中 σ_A^2 是极小的，如 $n_i^2 \propto N_i^2 \sigma_i^2$ ：即得：

$$n_i \propto N_i \sigma_i$$

如样品的数量是独立的和仅是群体中的一小部分，则其样品接近如下二项公式：

$$\therefore \sigma_i^2 = \pi_i (1 - \pi_i) \dots\dots\dots (1.16)$$

$$\text{和 } \sigma_B^2 = \frac{1}{n} \pi (1 - \pi) \dots\dots\dots (1.17)$$

由于 σ_A 是极小的 $n = c N_i \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)} c = \text{常数}$,

$$\therefore c \sum N_i \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)} = \sum n_i = n \dots\dots\dots (1.18)$$

$\therefore \sigma_A^2$ 的极小值是:

$$\begin{aligned} \min \sigma_A^2 &= \frac{1}{N} \sum N_i^2 \frac{\pi_i (1 - \pi_i)}{c N_i \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)}} \\ &= \frac{1}{c N^2} \sum N_i \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)} \\ &= \frac{1}{N^2} \cdot \frac{1}{n} \left\{ \sum N_i \sqrt{\pi_i (1 - \pi_i)} \right\}^2 \dots\dots\dots (1.19) \end{aligned}$$

从 (1.17) 和 (1.19) 两个方法的差异可作比较,

$$\text{令 } N_i \pi_i = x_i^2, N_i (1 - \pi_i) = y_i^2$$

$$\therefore N \pi = \sum x_i^2, N (1 - \pi) = \sum y_i^2$$

$$\therefore n N^2_{\min} \sigma_A^2 = (\sum x_i y_i)^2$$

$$n N^2 \sigma_B^2 = \sum x_i^2 \sum y_i^2$$

$$\begin{aligned} \therefore n N^2 \left\{ \sigma_B^2 - \min \sigma_A^2 \right\} &= \sum_{i=1}^k x_i^2 \sum_{j=1}^k y_j^2 - \left(\sum_{i=1}^k x_i y_i \right)^2 \\ &= \sum_{i,j=1}^k (x_i y_j - x_j y_i)^2 \dots\dots\dots (1.20) \end{aligned}$$

$$\text{如 } x_i y_j - x_j y_i = 0$$

$$\therefore x_i^2 y_j^2 = x_j^2 y_i^2$$

$$\therefore N_i \pi_i N_j (1 - \pi_j) = N_j \pi_j N_i (1 - \pi_i)$$

$$\therefore \pi_i = \pi_j$$

$$\therefore n N^2 \left\{ \sigma_B^2 - \min \sigma_A^2 \right\} = 0$$

因此, 如果 n_i 值被正确地选择, 则方法 A 的变量能小于方法 B, 在劳威斯托夫港为了确定鱼类的年龄, 每一个星期在每一长度群中仅采样品鱼 12 尾, 这对每天有鱼上市

情况來說是不可能得到正确推算的。如果这分层完全相同和分层中的 π_i 亦完全相同，則分层采样与不分层采样的变量将是相等的。但是，这在一个短时期中去取得一个真正有代表性的样品是比较容易的，而在一个比較长的时期中必須采用分层采样的方法才有这个可能，如果在长时期中采用不分层方法則其变量将要上升，而在分层方法中則不至如此。

当整个的群体能給予分层，和能够在不同层次中比例地选择不同类型的样品时，分层采样的方法是必須和有利的。至于样品的再細分，則要視整个样品中的魚类的大小、类别的混杂情况而定，如整个样品的数量較大和差別較大，則作好样品的再細分是更为有利的。

在作了分层采样的工作以后，在資料的分析中仍有一个选择过程。对于大型的任意样品 $n_i \propto N_i$ 和理論上的 $n_i \propto N_i \sigma_i$ 没有很大的变异，而对于一个相当的异种群体，分层方法是有利的。在分层采样中，如采取的样品过少，則在推算中将会产生一个較大的变异，而这个变异是不能依靠另一层的精确計算来补偿的。

在魚的长度測定中，分层采样是根据魚类的大小明确分类，事实上在每一类中仅可能取得一个任意样品，以下是两种計算方法：(i) 先取得每一条采样船的魚类长度分布，然后加起來得到全部船的长度分布，通常是靠一条船的乘数得到的。(ii) 在全部魚貨中作各长度的分类，先取得每一类的分布数，然后加起來得到全部分布数。茲举例如下：如将一条船的魚貨分为大魚和小魚两类，从大魚 1000 cwt 总数中取样 100 cwt，从小魚 5000 cwt 总数中取样 200 cwt。如在每 1 cwt 中有同样大小的大魚 20 尾，和小魚仅 2 尾。用方法 (i) 即得：在采样船中有大魚 $20 \times 100 = 2,000$ 尾，和小魚 $2 \times 200 = 400$ 尾，总数 = 2,400 尾，此船魚貨为全部魚貨 6,000 cwt 中的 $300 \text{ cwt} = \frac{1}{20}$ ， $\therefore$ 全部魚貨的总尾数 = $20 \times 2,400 = 48,000$ 尾。

用方法 (ii)，采样船的大魚为全部大魚的 $\frac{100}{1000} = \frac{1}{10}$ ，和小魚为 $\frac{200}{5000} = \frac{1}{25}$ ， $\therefore$ 大魚尾数 = $10 \times 2,000 = 20,000$ 尾，小魚尾数 = $25 \times 400 = 10,000$ 尾，总尾数 = $20,000 + 10,000 = 30,000$ 尾。

由以上两种方法計算，其結果有很大的出入，这是由于在采样船中包括大魚的比例較大于全部魚貨中的大魚比例，而有些船大魚的比例是較小的和有些船則与采样船相等，因此产生了差异。

除此而外，魚貨的分层推算还由漁船型、漁具型和捕撈地点等方面进行推算，这是一种十分廣闊的区域划分，在对商品魚貨的实际推算中，依据捕撈地点的再細分是相当重要的，这将于本文第二部分中詳述之。

这个分层推算的方法应用于英国拖网船捕撈北海 plaice (一种比目魚) 的分析如下表：

表 1.6 1950 年 10—12 月勞威斯托夫拖網船捕撈的不同長度群
plaice (一種比目魚) 數量的推算和差異

長度群 (cm)	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54	55+
$\text{var} \times 10^{-6}$								
方 法 (i)	42.58	18,249	2,778	392.7	132.5	29.42	16.48	8.78
方法(ii) (分類)	29.56	2,174	1,320	143.5	30.8	14.73	3.50	2.99
據捕撈區域*	32.68	14,224	3,301	626.5	147.3	35.06	10.38	6.56
推 算 數								
方 法 (i)	26,811	2,063,094	932,486	276,487	132,618	66,012	35,502	22,224
方法(ii) (分類)	28,556	2,212,544	952,005	267,168	118,557	58,978	31,833	19,456
據捕撈區域	22,622	2,036,890	974,916	295,456	128,845	66,620	32,765	18,397
(i) — (ii) *	-1,745	-149,450	-19,519	+9,319	+14,061	+7,034	+3,669	+2,768
St. Dev. of (ii)	5,437	46,621	36,330	11,979	5,553	3,838	1,871	1,728

上表顯示 1950 年 10—12 月於勞威斯托夫的詳細分析，對於各長度相差 5 cm 的各長度群的估計數和它們的變異，首先不予分類計算（用方法(i)），其次用分類計算（用方法(ii)），最後劃分捕撈區域計算，在區域劃分中，將北海分為 5 個區域，每個區域的推算用方法(i)，然後相加成為總量。由表列各項變異數可見，用方法(ii)是小于其它兩項的，對於 25—29 cm 和 40—44 cm 長度群，用方法(i)推算的變異數倍於方法(ii)，這是值得重視的，所以用方法(i)的推算事實上是不足夠正確的。

由不同區域的分層採樣，在推算上雖已有了改進，但改進不大。事實上在不同區域之間魚類的大小有明显的差別，在分類計算時，往往亦會影響結果的正確性，但如在區域分層中長度的差別不很大，則能取得較好的結果。

表 1.7 中顯示，於 1950—1951 年勞威斯托夫拖網船漁獲物的長度分布比率，在二種船型中各長度群的分布大抵相同。表 1.8 中顯示，於 1950—1951 年各月份勞威斯托夫漁獲物中主要長度群的分布比率，這些差別似乎很大，但如縮短時間如二星期一次計則差別相應減小，不過由於漁船的漁撈時間不同，由幾天到兩星期，只能將其包括在月份內計算。

表 1.7 1950 年 4 月—1951 年 3 月勞威斯托夫的蒸汽機和內燃機拖
網船捕撈的 plaice (比目魚之一種) 長度組成百分比

長度群 (cm)	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54	55—59	60—64	65+
蒸汽機拖網船	0.4	46.4	31.8	12.2	5.4	2.2	1.1	0.4	0.09	0.01
內燃機拖網船	0.7	46.1	33.3	11.7	4.8	2.2	0.9	0.3	0.04	0.01

表 1.8

1950 年 4 月—1951 年 3 月各月份劳威斯托夫捕捞的

plaice (一种比目鱼) 长度组成百分比

月份	长度群 (cm)	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54	55—59	60—64	65+
4		0.4	68.2	21.6	6.6	2.1	0.7	0.3	0.1	0.04	—
5		0.3	36.1	34.1	17.6	7.3	2.9	1.2	0.4	0.12	0.01
6		0.3	40.4	41.2	12.0	3.7	1.6	0.6	0.2	0.01	0.00
7		0.2	36.7	40.8	14.1	4.7	2.3	0.9	0.3	0.02	0.01
8		—	44.7	40.3	9.1	3.2	2.0	0.6	0.1	0.01	—
9		0.7	55.7	34.4	5.9	1.8	1.1	0.3	0.1	0.01	0.00
10		0.8	63.6	26.7	5.6	2.0	0.9	0.3	0.1	0.01	0.00
11		0.5	59.3	29.3	6.5	2.3	1.2	0.6	0.3	0.04	—
12		1.1	41.1	20.5	15.5	10.6	5.5	3.2	2.1	0.26	0.12
1		0.4	31.5	36.3	17.6	7.7	3.7	1.9	0.7	0.18	0.01
2		0.6	30.6	35.4	19.1	8.9	3.3	1.5	0.5	0.13	0.02
3		1.4	54.4	24.2	11.3	6.3	1.7	0.6	0.1	0.03	0.00
一年平均		0.5	46.3	32.5	12.0	5.1	2.2	1.0	0.3	0.07	0.01

如图 1.2 表示在格林斯比和劳威斯托夫两港之间, plaice (一种比目鱼) 的长度分布有显著的不同, 而在格林斯比的 plaice (一种比目鱼) 大型者居多。

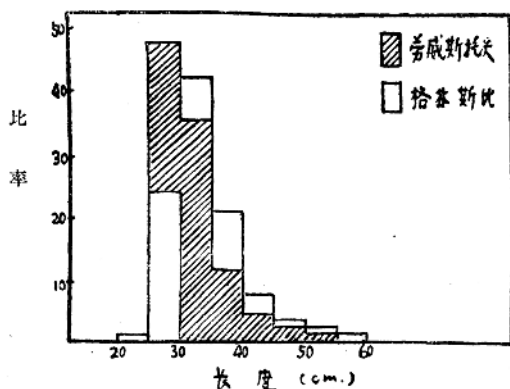


图 1.2 在格林斯比和劳威斯托夫两港的 plaice (一种比目鱼) 长度组成百分比

英国在北海的拖网渔船捕捞的 plaice (一种比目鱼), 在格林斯比和劳威斯托夫是完全保持分层采样标准的, 但在劳威斯托夫是在码头上进行, 而格林斯比则是在海上进行, 故在推算结果上可能有所出入。然而它们的捕捞区域同时在北海之中。由此可见, 在不同的渔业中将有不同的渔捞效果。

年 齡 的 測 定

魚類的年齡可以從耳石或鱗片上去測定，但往往亦會發生錯誤，如本來是 6 齡魚，有時在年輪的痕跡上可能會是 5 齡或 7 齡，這個差別是由于在耳石或鱗片的結構上發生了變化。這樣就很可能在觀察年齡與真實年齡之間產生誤差而在推算上造成不同的結果。

假定，觀察年齡的誤差為一年左右，推算魚的真實年齡為 n 。

a_n = 估計可能為 $n-1$ 齡

$1 - a_n - b_n$ = 估計可能為 n 齡

b_n = 估計可能為 $n+1$ 齡。

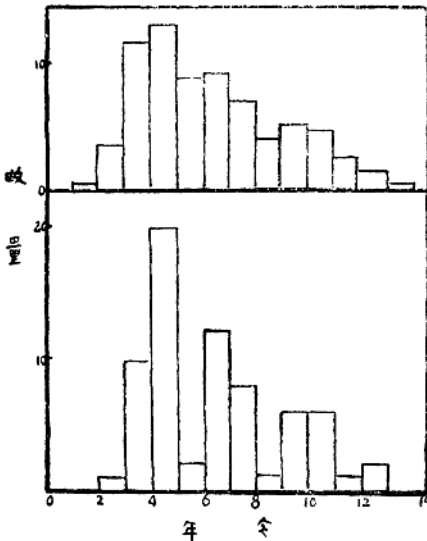


圖 1.3 在年齡測定中觀察年齡分布的誤差影響，下面是真實年齡分布，上面是觀察年齡分布。

對於一個正確年齡的確定是 $a_n = 0 = b_n$ ，對整個 n 來說， a 和 b 是不同的，一般隨着年齡的增加而增加，即魚的年齡愈大，對它的校正就更加困難。

假如 n 齡魚的實數為 N_n ，則 $(1 - a_n - b_n)N_n$ 是 n 齡的估計數， $n-1$ 齡和 $n+1$ 齡為 $a_n N_n$ 和 $b_n N_n$ 。然後 n 齡的推算數， $M_n = b_{n-1}N_{n-1} + (1 - a_n - b_n)N_n + a_{n+1}N_{n+1}$ ，因而可包括三個年齡級的分布。在圖 1.3 中， $a_n = 0.3$ ， $b_n = 0.2$ ，即在整个年齡中仅有 50% 被校正。如圖中顯示，在年齡分布的傾向上，從最小的 8—4 齡魚向最大的幾乎消失的 13—14 齡魚呈一斜線關係，這在魚類群體的研究中具有十分重要的意義，對於年齡確定的不夠精確的結果是值得進一步探討的。

假定， N_n ， M_n 是在一年中一種年齡的真實數和觀察數， N'_{n+1} ， M'_{n+1} 是在第二年中同樣年齡的真實數和觀察數，則方程式可列為：

$$M_n = b_{n-1}N_{n-1} + (1 - a_n - b_n)N_n + a_{n+1}N_{n+1} \quad (1.21)$$

$$M'_{n+1} = b_n N'_n + (1 - a_{n+1} - b_{n+1})N'_{n+1} + a_{n+2}N'_{n+2} \quad (1.22)$$

以上假設年齡確定的誤差每年是同樣的。

令 λ 和 μ 是真實的和觀察的殘存率，並假定它們在整个年齡中是同樣的：

則 $N'_{n+1} = \lambda N_n$ 和 $M'_{n+1} = \mu M_n$

以方程式 (1.22) 代入

$$\mu M_n = b_n \lambda N_{n-1} + (1 - a_{n+1} - b_{n+1}) \lambda N_n + a_{n+2} \lambda N_{n+1} \quad (1.23)$$

∴ 由方程式 (1.21) 和 (1.23)

$$\mu = \lambda \frac{b_n N_{n-1} + (1 - a_{n+1} - b_{n+1}) N_n + a_{n+2} N_{n+1}}{b_{n-1} N_{n-1} + (1 - a_n - b_n) N_n + a_{n+1} N_{n+1}} \quad (1.24)$$

如果 b 和 a 的誤差相同，即在整个年齡中誤差是相同的，則 (1.24) 減小到 $\lambda = \mu$ 而殘存率不受誤差的影响。

如果年齡的大小相差不远或一个时期中取得平均年齡，則 N_n, N_{n+1} 等的关系将为：

$$N_{n+1} = \lambda N_n = \lambda^2 N_{n-1} \quad (1.25)$$

∴ 代入方程式 (1.24) 为

$$\mu = \lambda \frac{b_n + (1 - a_{n+1} - b_{n+1}) \lambda + a_{n+2} \lambda^2}{b_{n-1} + (1 - a_n - b_n) \lambda + a_{n+1} \lambda^2} \quad (1.26)$$

$$\therefore \mu = \lambda \frac{A}{B}$$

$$A - B = \{b_n + (1 - a_{n+1} - b_{n+1}) \lambda + a_{n+2} \lambda^2\} - \{b_{n-1} + (1 - a_n - b_n) \lambda + a_{n+1} \lambda^2\} \\ = b_n - b_{n-1} - \{(a_{n+1} - a_n) + (b_{n+1} - b_n)\} \lambda + (a_{n+2} - a_{n+1}) \lambda^2 \quad (1.27)$$

λ 是小于 1 而往往很小，这样在此表示式中的第一項将是最大，其誤差因年齡而增加如 $b_n > b_{n-1}$ ，而后右边是正数 $A - B > 0$ ， $A > B$ 。这个誤差将形成 $\mu > \lambda$ ，即說明殘存率的估計过高。茲举例說明如下：

令 $\lambda = 0.5$ ， $b_{n-1} = 0.1$ ， $b_n = 0.2$ ， $b_{n+1} = 0.3$ ， $a_n = a_{n+1} = a_{n+2} = 0$

$$\text{則 } \mu = \lambda \times \frac{0.2 + (1 - 0.3) 0.5}{0.1 + (1 - 0.2) 0.5} = \lambda \frac{0.2 + 0.35}{0.1 + 0.40}$$

$$\therefore \mu = 1.1 \lambda$$

或令 $\lambda = 0.25$ ， $b_{n-1} = 0$ ， $b_n = 0.2$ ， $b_{n+1} = 0.4$ ， $a_n = a_{n+1} = a_{n+2} = 0$

$$\text{則 } \mu = \lambda \times \frac{0.2 + (1 - 0.4) 0.25}{0 + (1 - 0.2) 0.25} = \lambda \frac{0.2 + 0.15}{0.2}$$

$$\therefore \mu = 1.75 \lambda$$

最后令 $\lambda = 0.5$ ， $b_{n-1} = 0.3$ ， $b_n = 0.32$ ， $b_{n+1} = 0.34$ ， $a_n = 0.2$ ， $a_{n+1} = 0.22$ ， $a_{n+2} = 0.24$

$$\text{則 } \mu = \lambda \frac{0.32 + (1 - 0.22 - 0.34) 0.5 + 0.24 \times 0.25}{0.30 + (1 - 0.20 - 0.32) 0.5 + 0.22 \times 0.25} = \lambda \frac{0.600}{0.595}$$

$$\therefore \mu = 1.0084 \lambda$$

在以上举例中，殘存率估計过高各为 10%、75% 和 0.84%，在第二例中由于 $(n+1)$ 年齡群有 40% 的观察誤差，而 $(n-1)$ 群則是完全正确的，故这是一个誤差上的极大变化。在第三例中表示是由平均 50% 殘存率的年齡确定，致使誤差的变化不大。以上計算仅是在一年中的誤差計算，同样亦可以推算到二年以上。但由于在年齡确定中有产生誤差的可能，故在作魚类大小和年齡的生长曲线时，将会发生一些偏斜，不过在曲线上的誤差如果相当地一致，則整条曲线虽被移动，而其形态仍能相当保持。

对于各龄魚数量的确定，能和不同长度群一样的方法予以正确地計算。但当有数百