

南海北部台湾浅滩一带 浮游动物数学模型的初探

杨国峰

滕成业 邓创旦

(国家水产总局南海水产研究所)

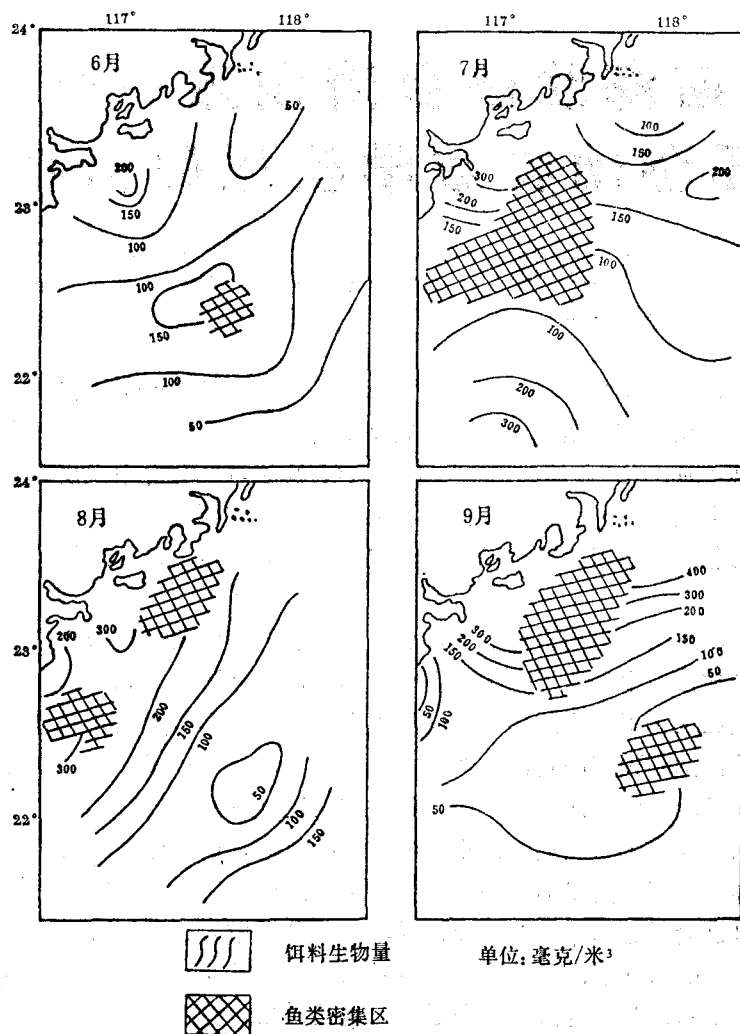
(中山大学数力系)

南海北部台湾浅滩一带($21^{\circ}30' - 23^{\circ}30' \text{N}$, $116^{\circ}30' - 118^{\circ}30' \text{E}$)不仅是上升流区也是南海暖水、黑潮及沿岸水互相交错的水域因而它是南海北部重要渔场之一。该水域每年5—9月是蓝圆鲹(*Decoptera maruadsi*)及金色小沙丁(*Sardinella auritis*)等中上层鱼类的旺汛期。浮游动物中不少的类群是上述几种鱼类直接捕食的对象,它与原始生产者互相制约也与水文状况中各种因素密切相关,因而对浮游动物与海况因子建立方程,可为渔情预报提供数学模型(亚模)。

在渔情预报中,过去多沿用直观的方法或简单的计算,实践证明这样是难以达到预报动态水平的。近年来在预报中采用了不少数理分析的方法(Bulmer, 1974; Saila 等, 1980),这些方法在国内外虽已取得了一定的成果,但应用资料一般常常需多次和大量的收集,方程往往也要几经修改始能达到预期的目的。典则相关(canonical correlation)分析,是研究两组变量集之间相关关系的数学方法,用于海洋生物方面还甚少;但皮洛(Pielou)指出:“生态工作者往往会遇到组成两个(或更多)不同观察集的数据。已讨论到的明显例子是,一个集合是植被的某个样本区域中列出的不同种的量,另一集合是同一区域内对环境因子的测度。……生态工作者自己会联想到大量的可能情况。典范分析做为一种探讨的方法应该得到他们更多的注意”。在她的启发下,本文除用逐步回归(stepwise regression)外,以典则相关(canonical correlation)分析方法对几个浮游动物类群和各种主要的海况因子建立典型变量方程,确定最大相关系数。为台湾浅滩一带的渔情预报建立数学模型(亚模)进行了初步探索。

一、材料和方法

1975年6—9月于南海北部台湾浅滩一带(见图1),在进行鱼类资源调查中设置了三个断面,每月在各个断面上用大型网(直径80厘米,用GG36筛绢,每厘米15孔,网口面积为0.5米²,详见中国海洋调查规范)由底至表垂直采一次。并同时温度、盐度等进行分析,观察和取样,室内外方法均按海洋调查规范进行。数学模型的建立是采用逐步回归(stepwise regression)及典则相关(Canonical Correlation)两种方法。以浮游动物的生态特点为基础,分别用浮游动物中的生物量和各种不同的类群及鉴定后的优势种作为因变量;以不同层次的海况因子作为自变量。分别从大量的自变量中筛选其对各种因变量最密切的因子建立回归方程。典则相关是以几个因变量为一组,自变量为另一组,每一组中都求出其线性组合,然后分析两组之间的关系,使得到最大相关(详细叙述见附录)。



二、数学模型建立的基础及变量的说明

1. **模型建立的基础** 本文利用浮游动物建立数学模型的主要目的是为台湾浅滩一带的渔场渔汛预报提供数学模型(亚模)。模型建立的基础有下列几点: 1) 根据多年来生产实践和调查的结果, 台湾浅滩一带每年 5—9 月是蓝圆鲹 (*Decoptera maruadsi*) 及金色小沙丁 (*Sardinella aurita*) 等中上层鱼类的旺汛季节*, 但丰贝情况有时变动较大, 2) 文中所用资料是在1975年渔业丰收的情况下取得的*。浮游动物中不少的类群是上述两种鱼类直接捕食的对象。它们与该两种鱼类的关系必然十分密切(张其永等, 1981; 杨国峰等, 1963) 3) 1975年 6—10 月渔汛期间, 浮游动物生物量的分布及季节变化与鱼类的关系较为明显

* 汕头地区水产研究所、广东省水产研究所, 1976. 汕头——台湾浅滩渔场 (1975围网渔汛生产情况)。

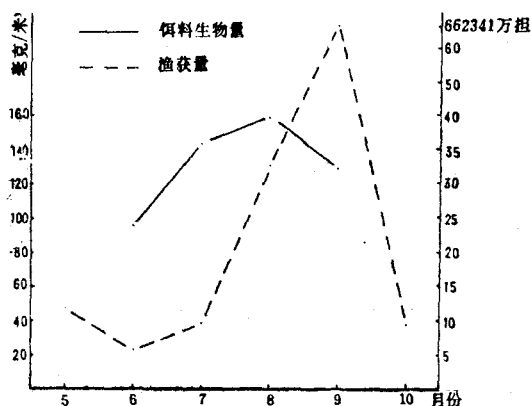


图 2 1975年5—10月南海北部台湾浅滩一带饵料生物量与渔获量消长图

——在时间变化上, 渔汛的盛衰与浮游动物总的趋势基本上是一致的 (见图 2); 分布也是如此, 浮游动物生物量分布较高的水域, 上述两种鱼类也较密集 (见图 1)。但这些直观的现象, 只能作为一种基本的概念。因为在它们的相互关系中, 即包括生态学问题也有海洋学因素在内, 互相影响相互制约十分复杂, 因而在一定的时间和局部的水域中, 浮游动物与鱼类的关系彼此之间的表面现象可能是矛盾的。如图 1 中生物量的分布虽然总的趋势与渔获量基本上是一致的, 然 9 月份低生物量区 (50 毫克/米³) 也出现渔获量高的现象。图 2 中 9 月份浮游动物的生物量已有明显下降趋势, 但渔获量却仍有上升倾向。这些都是过去在研究饵料基础与鱼类关系中经常出现的疑难问题。从现代生态学的观点看来, 仅直观的观察问题, 显示在一些现象上的矛盾是不易解决的, 掌握预报也是困难的。今后必须以生态系的观点借助于生态统计学的方法, 方能达到预期的目的。文中即以上所述各点为基础进行了数学模型的建立。

2. 变量选择及说明 在应用因变量 (浮游动物) 的数据中, 一般存在着三种类型: 第一种类型是“生物量”即各个类群总的重量作为因变量, 文中是以上述两种鱼类直接捕食的桡足类、端足类、磷虾、莹虾、介形类、枝角类、毛颚类及甲壳类幼体等 8 个类群的总重 (湿重) 作为因变量。第二种类型即以上述每个类群中的个体数 (个/米³) 作为因变量。第三种类型是将鉴定后每个类群中的优势种的个体数作为因变量。这三种不同的形式, 对不同的环境因素及不同的目的要求必然有着各自特点。为了摸清在建立数学模型中以何种类型为最佳, 将三种不同类型的因变量, 分别以逐步回归的方法, 各自与大量的自变量进行筛选而建立回归方程。自变量的选择方面, 主要根据台湾浅滩一带的水文特点, 选择了能够反应几个水系不同特征的温度、盐度及密度。现将文中逐步回归应用的因变量与自变量分列如下:

因变量 (dependent variables) 是:

“生物量” (biomass) Y_1

桡足类 (copepoda) Y_2

毛颚类 (Chaetognatha) Y_3

椎形宽水蚤 (*Temora turbinata*) Y_4

翼尾宽蚤 (*T. discaudata*) Y_5

民主萨利亚东方亚种 (*Thalia democratica orientalis*) Y_6

自变量(independent variables) 是:

0 米层温度 x_1 , 20 米层温度 x_2 , 底层温度 x_3

0 米层盐度 x_4 , 20 米层盐度 x_5 , 底层盐度 x_6

0 米层密度 x_7 , 20 米层密度 x_8 , 底层密度 x_9

三、数学模型的建立及结果

1. 逐步回归 根据上述的因变量及自变量, 按照逐步回归与多项式逐步回归的数学模型(上海师范大学数学系概率统计教研组, 1978; 中国科学院数学研究所统计组, 1974; 丁岩钦, 1980), 借助电子计算机, 经大量筛选后分别建立下列回归方程。

第一种类型以 8 个类群(已鉴定者 136 种)浮游动物的生物量(湿重)为因变量:

$$\text{生物量(biomass)} Y_1 = 116.493X_9 + 2.42X_9^2 + 508.578 \quad (1)$$

复相关系数

$$“R” = 0.4106$$

方程(1)中表明底层密度(x_9)与生物量(y_1)的关系最密切, 这一结果似乎与浮游动物本身属性有着一定的矛盾——通常绝大多数的浮游动物, 一般多与中上层水的因子较为密切, 而“生物量”经筛选后却只是与底层密度的关系最密切, 这是使人难于相信的。我们认为不能为现象所迷惑, 如果结合本海区水文特征作进一步分析, 方程中的底层密度实质上即为上升流(Upwelling)。就是说影响本海区“生物量”最主要的因子是上升流, 该问题应作进一步的探讨。

第二种类型: 分别以每个类群的个体数(个/米³)作为因变量, 回归方程如下:

$$\text{桡足类(Copepoda)} Y_2 = 0.262X_3X_9 - 0.397X_5X_9 + 0.357X_8X_9 + 170.50 \quad (2)$$

复相关系数

$$“R” = 0.569$$

$$\text{毛颚类(chaetognatha)} Y_3 = 0.0814X_1X_2 + 0.148X_3X_9 + 6.910 \quad (3)$$

复相关系数

$$“R” = 0.517$$

由桡足类, 毛颚类作为因变量建立的两个方程中表明, 它们分别都挑选了底层密度(X_9)作为它们主要因子之一, 这两个方程同样指出上升流对它们的关系较为密切。此外方程中还可以显示出它们各自的特殊性, 毛颚类对温度(x_1, x_2, x_3)关系较密切, 桡足类则对盐度(x_5, x_6)显得较为重要。

第三种类型: 以鉴定后的各种优势种作为因变量, 如椎形宽水蚤、翼尾宽水蚤及民主萨利亚东方亚种等, 分别以逐步回归和多项式逐步回归建立回归方程如下:

椎形宽水蚤(*Temora turbinata*)

$$Y_4 = 10.029X_1 - 4.665X_2 + 424.407 \quad (4) \text{逐步回归}$$

复相关系数

$$“R” = 0.62$$

$$Y_4 = 0.0067X_1^2X_2 + 159.555 \quad (5) \text{多项式逐步回归}$$

复相关系数

$$“R” = 0.626$$

翼尾宽水蚤

(*T. discaudata*)

$$Y_5 = 0.574X_2 + 16.95 \quad (6) \text{ 逐步回归}$$

复相关系数 “ R ” = 0.578

$$Y_5 = -121.865X_2 + 4.714X_2^2 - 0.61X_2^3 + 1050.5 \quad (7) \text{ 多项式逐步回归}$$

复相关系数 “ R ” = 0.684

民主萨利亚东方亚种 (*Thalia democratica orientalis*)

$$Y_6 = 0.31X_3 - 0.659X_3 + 22.255 \quad (8) \text{ 一般逐步回归}$$

复相关系数 “ R ” = 0.532

$$Y_6 = 0.00068X_3X_3^3 + 8.752 \quad (9) \text{ 多项式逐步回归}$$

复相关系数 “ R ” = 0.521

第三种类型的六个方程中表明, 每个种都持有其特殊的个性, 如同一个属(宽水蚤属 *Temora*)中的椎形宽水蚤则从表层温度(x_1^2, x_2)作为它最密切的因子, 而翼尾宽水蚤却以20米水层温度(X_2^3)为主要因子, 民主萨利亚东方亚种是与20米水层的密度(X_3^2)最密切。

根据上述三个类型9个方程的结果, 我们初步认为有下列三个方面是较为明显的:

(1) 因变量类型中包含的种群愈多, 被筛选的因子多为共性的因子(如方程(1)), 因变量类型如果用鉴定后的某一个种, 筛选出的因子针对性强, 多持有个性的特点。因此因变量类型的选择, 一定要与目的的要求相适应。

(2) 因变量的三种类型中, 第一种类型(即生物量 Y_1)的复相关系数最低(仅0.4106), 被筛选的因子也最少(只有 X_3)。这说明尽管第一个类型(Y_1)包括的类群最多, 但用笼统的生物量(湿重)做为因变量, 是不易反映复杂的客观情况的。根据复相关系数“ R ”的大小, 筛选因子多少, 花费的时间和消耗人力物力的大小及本文的目的要求等, 三种因变量类型中应以第二种因变量类型(即以不同的类群分别做为因变量)为最佳。

(3) 9个方程中的复相关系数“ R ”都比较低(0.1406—0.684), 难予达到预报水平要求, 如想满足预期设想, 就必须研究和探索更能确切的反应海洋生物与海况因子之间关系的数理分析方法。因此下面将利用典则相关分析的方法, 对浮游动物与海况因子进行必要探索。以达到事半功倍的目的。

2. 典则相关 (canonical correlation) 分析

前面我们利用逐步回归的方法讨论了浮游动物中“生物量”或某一个类群及某一个种与海况因子的关系。虽然这些相关性经统计检验是存在的, 也看出了一些问题。但上述9个方程相关系数“ R ”却都比较低(0.4106—0.684)。难予达到预报的期望和设想。我们认为从生态的观点看来, 浮游动物与海况因子一定有着密切的关系。此外浮游动物与浮游动物之间, 还存在着群居生态的关系; 某些海况因子与海况因子之间, 也存在着相互制约因素。如果忽略了这种错综复杂的关系, 仅用某一个种或某一个类群为因变量去分析它们与海况因子的关系, 它们的相关性自然是微弱的(9个方程中的“ R ”都比较低)。因此我们必须用较多的主要种类或类群做为一个变量集, 它们的相关性才有可能比较确切的反应出来。而典则相关分析就是一种分析两组变量集之间相关关系的数理统计方法, 因而下面应用典则相关分析, 借助逐步回归筛选的最佳因变量的类型(即第二种类型以每个类群的个体数为因变量)中的桡足类(Copepoda) Y_1 、毛颚类(Chaetognatha) Y_2 、端足类(Amphipoda) Y_3 、莹虾(Lucifer) Y_4 、及甲壳类幼体(Crustacea larva) Y_5 5个类群为一组变量; 此外海况因子中仍用不同层次中

的温度, 盐度及密度作为另一组变量, 即 $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$ 。

计算得两组典则相关方程及最大相关系数如下:

$$\xi = MY = 0.484y_1 - 0.1278y_2 + y_3 - 0.1098y_4 + 0.823y_5$$

$$\eta = LX = 0.0006x_1 + 0.0574x_2 + 0.5305x_3 - 0.2011x_4$$

$$+ 0.0211x_5 + x_6 + 0.321x_7 - 0.0747x_8 + 0.0254x_9$$

$$p_{xy} = 0.8529$$

经显著性检验, 上述一对典则方程是显著的, 两组变量最大相关系数 ρ_{xy} 为 0.8529, 基本上达到了预期的要求。冗长的计算和程序从略, 两种方法分析结果表明, 同样的数据资料, 用逐步回归则复相关系数“ R ”甚低 (由 0.4106—0.684), 然用典则相关分析即可取得最大相关 ($\rho_{xy} = 0.8529$), 一般能够满足方程的要求, 弥补了逐步回归复相关系数“ R ”低的缺陷, 典则相关另一个非常重要特点和比较有希望的研究课题, 是在未来的研究趋向中有可能在一个方程中同时预报较多种类或类群。特别是热带或亚热带海域, 在生物资源种类十分繁多情况下, 这种方法就显得更加迫切需要。总之用典则相关的方法付之以逐步回归的配合, 在建立数学模型及方程中有着一定的优越性, 今后应在实践中不断验证, 在理论上需作进一步的探讨和研究, 它必将在预报和生态的范畴中取得有益的成效。

四、讨 论

上述逐步回归与典则相关计算的结果及对比, 从数理统计的观点看, 一般的情况下, 同样的数据资料, 典则相关建立的方程中得到的最大相关“ ρ_{xy} ”比逐步回归复相关系数“ R ”较为理想, 这是易于理解的。作者认为值得进一步讨论的是: 在浮游动物与海况因子这个实际的课题中, 从生态的观点, 如何认识典则相关的优越性, 仅就该问题提出一点粗浅的看法, 供大家讨论。以便对问题的认识有所深化和提高。

浮游动物在海洋饵料基础 (On the food base) 中是次级生产力 (Secondary production), 它在直接的关系中最重要的有两个方面: 一个是食饵链 (food cycle), 它与原始生产者 (如浮游植物 (photoplankton) 及鱼类等, 有着捕食和被捕食的关系。另一方面, 环境因子在一定条件下, 也影响或支配着它们的生长、生殖和数量变化。这样的一些直接关系, 我们称之为“纵”的关系。此外由群居生态的观点, 浮游动物中类群与类群之间, 海况因子与海况因子之间, 也有着互相渗透和相互制约的关系。这类的关系, 我们称它为“横”的关系。上述的生态特点可以明显指出: 在研究浮游动物与海况因子之间的关系中, 即必须抓住“纵”的关系, 也不能遗弃“横”的关系, 但在逐步回归等的分析中, 因为该方法仅用某一个种或某一个类群做为因变量, “横”的关系自然难免被遗漏或忽略。这可能是上述逐步回归方法中复相关系数较低的重要原因之一。相反在典则相关方程中, 我们应用了较多浮游动物类群做为因变量, 因而在典则分析中, 即有“纵” (浮游动物与海况因子之间) 的关系, 也包含了“横” (即浮游动物类群与类群之间) 的关系。所以这种方法可得到最大相关, 易于满足其预期的要求。总之初步看来, 典则相关在建立海洋浮游动物的数学模型中, 它的主要特点就是能够包括了“纵”“横”两方面的关系, 或者说这种数理统计方法, 更能符合浮游动物的生态特点。因而有着一定的优越性。但这里必须指出的是: 本文在典则变量方程中, 得到

预报的量, 仅是原因变量的线性组合, 如何应用它做为确切的预报, 还有待于研究解决。

附录 典则相关

在回归分析中定义的复相关, 是一个变量与其它变量的一个线性函数之间的最大相关, 这种概念可以推广来研究两组变量之间的联系, 即分析一组变量与另一组变量之间的关系, 我们在每一组中都找出变量的线性组合, 使其有最大的相关。

这种统计方法在探讨性的研究中是特别有用的, 被研究对象可能有两大组变量, 而打算研究它们的相互相关, 如果两个组都比较大, 那么我们就可能仅仅考虑每一组中少数几个线性组合, 此时只要研究那些最密切相关的线性组合——典则变量 (Canonical Variable)。例如我们所探讨的课数中, 一组是若干不同种的浮游动物量, 另一组是同一环境中有关的各种海况因子, 从我们所获得的资料中表明, 一种浮游动物量与一个环境因子之间的单相关是很弱的, 并且一种浮游动物量与一组环境因子之间的复相关也很弱, 而只有将不同类群或不同种的浮游动物量为一组; 又将所有被考虑的主要环境因子为一组, 按典则分析方法确定两组相应的典则变量, 它们的典则相关是显著的大。这说明两组彼此综合因子之间有密切相关性质。

下面是典则相关的简略介绍, 由于篇幅所限全部叙述采用矩阵表示, 请参阅 Andersen (1958) 和 Rao (1973), 关于典则相关的详细叙述请阅读 Pielou (1969)。

假设

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_k \end{pmatrix} \quad X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{pmatrix}$$

是两组具有联合分布的随机变量, 其 Y 和 X 的弥散矩阵 (dispersion matrix) 和它们协方差矩阵 (covariance matrix) 分别是

$$\begin{aligned} D(Y) &= \Sigma_{11}, \quad D(X) = \Sigma_{22} \\ \text{COV}(Y, X) &= \Sigma_{12} \end{aligned} \quad (1)$$

我们考虑两个单位方差的线性函数

$$LY = (L_1, L_2, \dots, L_k) \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_k \end{pmatrix}$$

及

$$MX = (M_1, M_2, \dots, M_p) \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{pmatrix}$$

且选取矢量 L, M 使得 LY 与 MX 之间的相关为最大。这问题就是在条件 $L'\Sigma_{11}L = 1 = M'\Sigma_{22}M$ 之下使得 $L'\Sigma_{12}M$ 极大化。

令

$$\phi = L'\Sigma_{12}M - \frac{1}{2}\lambda_1 L'\Sigma_{11}L - \frac{\lambda_2}{2} M'\Sigma_{22}M \quad (2)$$

其中 λ_1, λ_2 是拉格朗日乘数。将 ϕ 对 L 与 M 的元素微分, 并领导数矢量等于 0:

则有

$$\frac{\partial \phi}{\partial L} = \Sigma_{12}M - \lambda_1 \Sigma_{11}L = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \phi}{\partial M} = \Sigma_{12}L - \lambda_2 \Sigma_{22}M = 0 \quad (4)$$

则等式 (3) 和 (4) 分别左乘 L' 和 M' , 则有

$$L'\Sigma_{12}M - \lambda_1 L'\Sigma_{11}L = 0$$

$$M'\Sigma_{12}L - \lambda_2 M'\Sigma_{22}M = 0$$

但是 $L'S_{11}L=1=M'S_{22}M$, 由此即知

$\lambda_1=\lambda_2=\rho$ (假如说等于某常数 ρ), 这样 (3) 和 (4) 便写成

$$-\rho\Sigma_{12}L+\Sigma_{12}M=0 \quad (3)'$$

$$\Sigma'_{12}L-\rho\Sigma_{22}M=0 \quad (4)'$$

因为 $\Sigma'_{12}=\Sigma_{21}$, 用矩阵表示, 就是

$$\begin{pmatrix} -\rho\Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & -\rho\Sigma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L \\ M \end{pmatrix} = 0 \quad (5)$$

这方程等价于下述两方程, 将 (3)' 左乘 $\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}$ 后加到 (4)' 乘 ρ , 得到

$$(\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}-\rho^2\Sigma_{22})M=0 \quad (6)$$

同样可得

$$(\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}-\rho^2\Sigma_{11})L=0 \quad (7)$$

这样 ρ^2, M 和 ρ^2, L 分别是相应行列式方程

$$|\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12}-\rho^2\Sigma_{22}|=0 \quad (8)$$

和

$$|\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21}-\rho^2\Sigma_{11}|=0 \quad (9)$$

的特征根和特征矢量。方程 (8) 和 (9) 具有相同的非零特征根 $\rho_1^2, \rho_2^2, \dots, \rho_s^2$ (其中 $S = \text{Rank}(\Sigma_{12})$) 相应的特征矢量 $L_1, L_2, \dots, L_s$ 和 $M_1, M_2, \dots, M_s$ 。

可以看出, 由 (8) 和 (9) 确定的 L_i 与 M_i 反 ρ_i 满足 (3) 和 (4)。非零特征根的正平方根 (必要时, 改变 L_i 或 M_i 的符号) $\rho_1 \geq \rho_2 \geq \dots \geq \rho_s \geq 0$ 叫做典则相关系数, 而线性函数

$$L_1'Y, L_2'Y, \dots, L_s'Y \text{ 与 } M_1'XM_2'X, \dots, M_s'X$$

叫做典则变量, 在我们研究的课题中只限于使用最大特征根 ρ_1 及相应的特征矢量 L_1 和 M_1 。

关于典则相关系数与典则变量估计, 如果假定子样取自正态总体, 那么 Σ_{12} 由它的极大似然估计 $\hat{\Sigma}_{12}$ 所代替; 由此可得到典则相关系数的最大似然, 估计及典则变量的最大似然估计。

参考文献

- 上海师范大学数学系概率统计教研组 1978 回归分析及其实验设计。上海教育出版社。
中国科学院数学研究所数理统计组 1974 回归分析。科学出版社。
丁岩钦 1980 昆虫种群数学生态学原理与应用。科学出版社。
拉尔斯登, H. S. 维尔夫 1960 数学计算机上用的数学方法。上海科学出版社(1963)。
张其永、林尤通等 1981 闽南——台湾浅滩渔场鱼类食物网研究。海洋学报 3(2): 275—290。
杨国峰、黎致民 1963 南海主经济鱼类食性的研究。广东海洋湖沼学会年会论文集 108—132。
管秉贤 1957 中国沿岸表面海流与风初步关系的研究。海洋与湖沼 1(1): 95—115。
Anderson, T. 1958 An introduction to multivariate Statistical analysis. Wiley, New York.
Buzas, M. A. 1967 An application of canonical analysis as method for comparing faunal areas. *J. Anim. Ecol.* 36: 563—577.
Bulmer, M. G. 1974 A statistical analysis of the 10-year cycle in Canada. *J. anim. Ecol.* 43: 701—18.
Chau, Y. K. and C. S. wong 1960 Oceanographical investigation in the northern Shelf region of South China Sea off Hong Kong. *Hong Kong Univ. Fish. J.* 3: 1—25.
Chan, K. M. 1970 The seasonal variation of hydrological properties in northern South China sea. the Kuroshio, Symposium on the Japan current, 143—162.
Pielou, E. C. 1969 An introduction to mathematical ecology. New York, Wiley. (1977)
Rao, C. R. 1973 Linear statistical inference and its application, Second edition, New York; London, Sydney Toronto.
Saila, S. B; Wingbout, M. and R. J. Lermitt 1980. Comparison of some time series models for the analysis of fisheries data. *J. Cons. int. Explor. Mer.* 39(1): 44—52.

A PRIMARY STUDY ON MATHEMATICAL MODEL OF MARINE ZOOPLANKTON IN TAIWAN SHALLOW AREA IN NORTH PART OF SOUTH CHINA SEA

Yang Guofeng

(South China Sea Fisheries Institute, National
Bureau of Aquatic Products China)

Teng Chengye Deng Chuangdan

(Mathematics and Mechanics Department,
Zhong Shan University)

The information concerning the marine Zooplankton and factors of oceanographic conditon were collected in three transects of Taiwan Shallow area (21°30'—23°30' N, 116°30'—118°30' E) in north part of South China Sea from May to October, 1975. Up to now, references about quantitative study by canonical correlation analysis, very few were found to be used in marine Zooplankton. The present paper is just beginning to employ it. The regression equation of canonical correlation are made as follows:

$$\rho_{XY} = 0.8529$$

$$\xi = MY = 0.484y_1 - 0.1278y_2 + y_3 - 0.1098y_4 + 0.0823y_5$$

$$\eta = LX = 0.0006x_1 + 0.0574x_2 + 0.5305x_3 - 0.2011x_4 + 0.0211x_5 \\ + x_6 + 0.321x_7 - 0.0747x_8 + 0.0254x_9$$

According to this regression equation, it is, therefore, suggested that the sub-model can be proposed for fishery forecast. The calculative method of canonical correlation analysis is also discussed in this paper.

更 正

我刊今年第1期第58页,漏排了几个数字(下有黑点者),特更正如下:第1行:“瑞典面积45万平方公里”;第7行:“目前约40%的能源”;倒数第10行:“从50年代开始”;倒数第8行:“在养殖场生活2年”、“直到长到15—18厘米后”;倒数第7行:“经过1—3年后”、“共有15个重要的养鲑场”。

本 刊