

牡蛎育肥生产效果抽样检验

何国民 卢婉嫔 刘予广 林茵茵 梁小云

(南海水产研究所, 广州·510300)

摘 要 1990~1992年对沙井蚝场进行了两个生产周期的牡蛎育肥效果抽样调查。按距离电厂排污口的远近, 设8个采样小区, 在育肥生产期间对每个小区逐月随机抽取30个个体, 测定肥满度和贝肉成干率, 随机抽取200个(放回)观察记录死亡个数。共获得两个周期的第一手资料。针对电厂排污的影响问题, 对这些资料作统计检验。对死亡率采用 U 检验; 对肥满度和成干率采用双因子方差分析作参数假设检验。抽样检验结果上述3项育肥指标, 对采样点距离电厂排污口远近之间的差异并不显著。

关键词 电站 牡蛎 养殖

广东沿海牡蛎养殖面积1.33余万 km², 约占全省海水养殖总面积的一半。由于牡蛎养殖占地面积广、生产周期长、同时难于转移场所, 无法逃避来自陆源的各类废水、废渣的危害。近十年来沿岸工业发展迅速, 各类污染源星罗棋布, 给海岸带渔业环境造成不同程度的影响。如在局部区域出现养殖个体生长迟缓、贝肉品质下降; 甚至连片歉收或大量个体死亡等现象。由于造成经济损失, 常引起养殖生产者与沿岸企业之间的索赔纠纷。养殖生产效果的好坏受多种因素的影响, 其中包括自然的和人为的因素。就养殖环境被污染来说, 也往往是多个污染源的综合作用结果。因此如何识别哪一个是导致不良生产效果的主要污染源, 这是需要认真探讨的问题。

此文针对牡蛎育肥阶段的生产特点, 以死亡率、肥满度和贝肉成干率为指标, 探讨用分区同步抽样检验法, 通过各项指标的差异显著性识别污染源的影响。

1 抽样调查

在珠江口沙井蚝场育肥季节, 于1990年10月至1991年2月和1991年10月至1992年3月的两个生产周期内作抽样调查。调查的目的在于考察沙角电站群的温排水(混合灰渣水和余氯等物质)对牡蛎育肥的影响。把沙井蚝场划分为8个采样区(图1), 逐月进行同步随机抽样。区域划分的思路是:

①能反映出采样点与温排水口不同距离的育肥效果;

②能反映出采样点处于不同的潮位线,通过方差分析可以判别其效应;图1所示的1—4区位于大潮低潮线以深,5—8区为潮间带;

③考虑到调查区域落潮时为顺时针环流模式,而温排水对蚝场的影响主要是落潮期,图1的分区方案能满足①的要求。

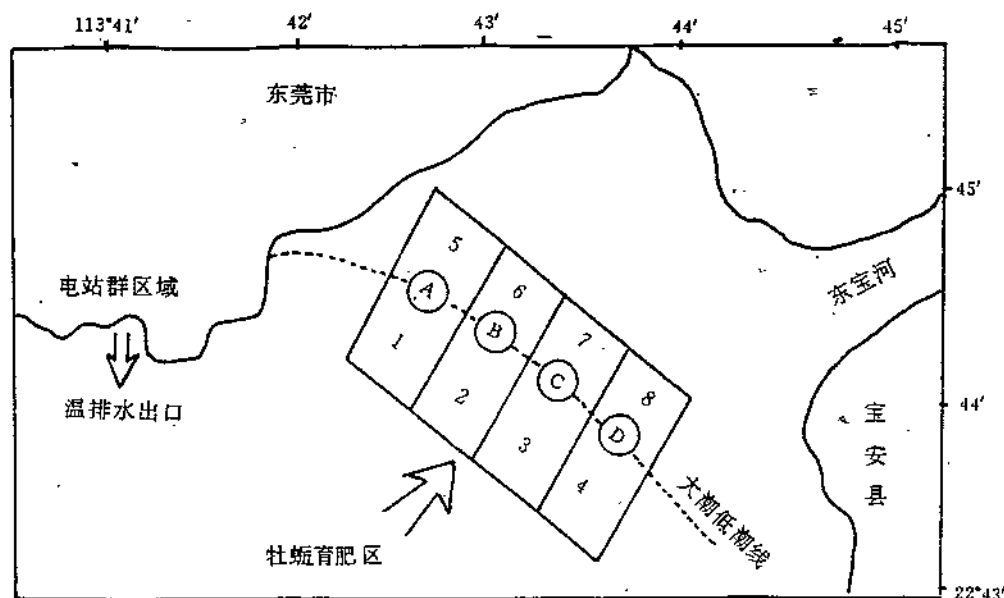


图1 分区同步抽样位置示意图

Fig. 1 Sketch of sampling areas

逐月同步抽样资料矩阵即能检验育肥生产的时间效应也能检验区域效应。

肥满度和成干率的抽样数量是每次每区随机抽取30个,8个区共240个;一个生产周期共抽样1440个。死亡率测定是每次每区随机抽样200个,现场观察记录后放回;每次8个区共观察1600个,两个生产周期共17600个。测定肥满度和成干率的样品带回岸上处理;称取毛重(m_0)和贝肉纯重(m_1),计算肥满度($f = m_0 / m_1 \times 100\%$);把贝肉风干至恒重(m_2),计算贝肉成干率($y = m_2 / m_1 \times 100\%$)。两个生产周期抽样测定结果列于表1。

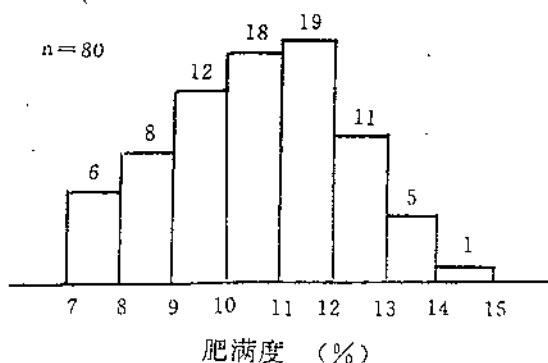


图2 肥满度频数直方图

Fig. 2 Square diagram of fat rates and sampling numbers of individual area and time

表1 各区号主要育肥指标抽样分析结果(%)
Table 1 Statistical results of main fat level indexes of each sampling area

时间		1	2	3	4	5	6	7	8
1990.10	f	8.01	7.86	8.04	8.18	8.22	7.87	7.69	8.50
	y	13.05	9.11	11.01	14.46	12.17	13.19	12.30	10.74
	F	1.0	1.5	0	2.0	2.0	0.5	1.0	1.5
1990.11	f	9.97	10.71	9.68	9.34	11.00	10.07	9.45	10.52
	y	16.57	13.29	15.64	15.30	15.56	14.42	18.00	16.55
	F	0	0	1.0	0	0.5	0.5	0.5	1.5
1990.12	f	11.28	11.37	12.10	9.92	10.36	9.94	11.33	10.65
	y	19.11	16.00	18.20	17.50	17.55	16.09	16.33	17.20
	F	1.5	1.0	0.5	0	1.0	0.5	0	1.0
1991.1	f	13.03	10.91	11.98	12.24	9.09	10.98	11.15	12.61
	y	18.90	22.50	17.78	23.41	21.00	16.97	20.46	19.87
	F	0.5	1.0	1.5	0.5	0	0	0.5	1.0
1991.2	f	9.44	12.21	11.79	11.81	10.12	10.07	10.57	9.06
	y	22.65	19.98	20.50	20.27	18.08	19.14	17.99	18.06
	F	0	0	0	1.0	0	0.5	1.0	0.5
1991.10	f	8.87	8.09	9.51	7.82	9.28	9.02	7.37	7.11
	y	11.24	14.08	12.29	13.13	14.01	12.82	10.91	11.00
	F	2.5	0.5	1.5	1.0	0	0.5	0	1.0
1991.11	f	11.14	11.08	12.66	11.07	11.26	11.79	12.10	9.15
	y	15.55	16.76	15.12	12.42	15.38	16.20	15.45	13.00
	F	0	0	0.5	1.0	0.5	0.5	0	2.0
1991.12	f	13.39	12.75	13.68	12.11	11.80	10.14	12.38	8.00
	y	16.68	15.17	17.24	16.68	17.51	15.92	16.67	14.97
	F	0	0	0.5	1.5	1.0	1.0	0.5	0.5
1992.1	f	10.45	14.09	10.18	11.57	12.34	12.81	13.95	10.05
	y	21.10	18.92	23.08	17.26	18.61	18.99	19.72	17.19
	F	1.5	0.5	0	0.5	0	0.5	0.5	3.0
1992.2	f								
	y								
	F	0	0	1.0	0.5	0.5	0.5	0	1.0
1992.3	f	11.10	10.37	11.04	12.12	10.17	10.22	11.23	10.02
	y	18.84	20.33	17.42	17.87	18.50	20.17	22.38	17.04
	F	0.5	0	0.5	0	0	0	1.0	1.0
平均	f	10.62	10.94	11.06	10.61	10.36	10.29	10.72	9.56
	y	17.36	16.61	16.62	16.88	16.45	17.02	15.66	
	F	0.68	0.41	0.64	0.73	0.54	0.50	0.45	1.27

注: f—肥满度, y—成干率, F—死亡率。

2 检验方法概要

对表1所列的抽样测定结果进行频数统计后发现, 肥满度和成干率数据比较接近正态分布总体(图2、图3), 而死亡率数据则较接近指数分布总体(图4)。据此, 对肥满度和成干率数据应用双因子方差分析假设检验, 对死亡率测定数据应用秩和检验。当样本容量 n_1, n_2 大于10⁴ 的情形下, 秩和统计量 T 也近似为正态分布。于是可应用 U 检验方法作出判别^[1]。

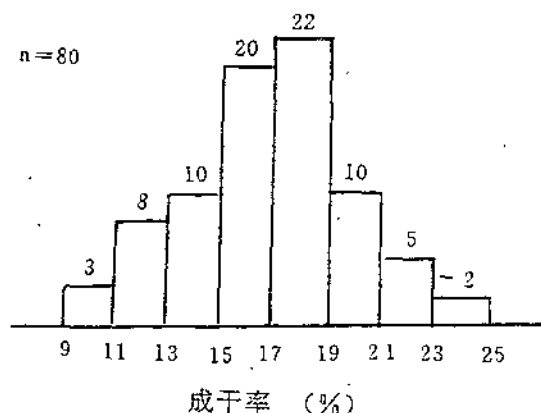


图3 成干率频数直方图

Fig. 3 Square diagram of dry meat rates and sampling numbers of individual area and time

$$N \left(\frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}, \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12} \right) \quad (1)$$

2.1 双因子方差分析假设检验(F 检验)^[2,3]

双因子方差分析应用于统计假设检验, 是考察对实验结果有一定影响的两项因子, 在一定置信区间内其影响效应是否显著的一种方法。这里以肥满度或成干率来衡量牡蛎育肥生产效果; 被检验的影响因子是抽样时间 t (月份) 和抽样地点 D (采样区)。设 t, D 分别有 r 个和 s 个水平, 各水平之间为相互独立的总体。假设试验的总体 x_{ij} (肥满度或成干率) 和试验的随机误差 e_{ij} 服从正态分布, 而且 t 的第 i 种水平的效应与 D 的第 j 种水平的效应具有可加性。从总体中抽取的样本记录为 x_{ij} 矩阵 ($i=1, 2, \dots, r; j=1, 2, \dots, s$)。于是按如下公式计算各中间参数和统计量 F_1, F_2 。

$$\bar{x}_i = \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s x_{ij} \quad (2)$$

$$\bar{x}_j = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r x_{ij} \quad (3)$$

$$\bar{x}_{ij} = \frac{1}{rs} \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s x_{ij} \quad (4)$$

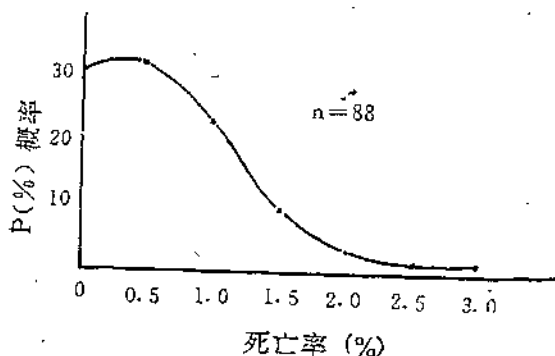


图4 死亡率概率分布

Fig. 4 Probability distribution of death rate

$$SSF = \left(\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s x_{ij} \right)^2 \quad (5)$$

$$SST = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s x_{ij}^2 - \frac{SSF}{rs} \quad (6)$$

$$SSR = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^r \left(\sum_{j=1}^s x_{ij} \right)^2 \quad (7)$$

$$MSR = \frac{SSR}{(r-1)} \quad (8)$$

$$SSC = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^s \left(\sum_{i=1}^r x_{ij} \right)^2 - \frac{SSF}{fs} \quad (9)$$

$$MSC = \frac{SSC}{(s-1)} \quad (10)$$

$$SSE = SST - SSR - SSC \quad (11)$$

$$MSE = \frac{SSE}{(r-i)(s-i)} \quad (12)$$

$$F_1 = \frac{MSR}{MSE} \quad (13)$$

$$F_2 = \frac{MSC}{MSE} \quad (14)$$

至此,当规定显著性水平 α (本文取 $\alpha=0.05$) 后可以提出零假设和备择假设进行检验。假设

H_{01} : t 的影响效应不显著 ($\alpha=0.05$, 下同);

H_{11} : t 的影响效应显著;

H_{02} : D 的影响效应不显著;

H_{12} : D 的影响效应显著。

当 $F_1 > F_{11}$ ($F_{11} = F_{0.05}, [(r-1), (r-1)(s-1)]$) 时拒绝 H_{01} 的假设而接受备择假设 H_{11} ; 当 $F_1 \leq F_{11}$ 则不能拒绝 H_{01} 的假设, 亦即接受 H_{01} 。同理, 当 $F_2 > F_{22}$ ($F_{22} = F_{0.05}, [(s-1), (r-1)(s-1)]$) 时拒绝 H_{02} 的假设而接受 H_{12} 的假设; 当 $F_2 \leq F_{22}$ 时拒绝 H_{02} 假设, 接受 H_{12} 。

2.2 U 检验

设样本 x_i 和 y_j 是两个区的牡蛎死亡率随机抽样记录 ($i=1, 2, \dots, n_1; j=1, 2, \dots, n_2$)。其中 $n_1 \geq n_2 > 10$ 。用 U 检验判定它们是否来自同一总体或相同分布的总体。同样提出零假设检验。设 H_0 : 两者差异不显著 ($\alpha=0.05$), 亦即两个样本来自同一总体或相同分布的总体; H_1 : 两者差异显著, 来自不同的总体。检验的统计量

$$u = \frac{T - \mu_0}{\sigma_0}$$

T 为序列 y_i 的秩和, μ_0, σ_0 可根据样本由 (1) 式算出。

在 $\alpha=0.05$ 时, 当 U 落在 $(-1.96, 1.96)$ 区间内, 不能拒绝 H_0 ; 当 U 不落在 $(-1.96, 1.96)$ 区间内, 拒绝 H_0 接受 H_1 。

3 检验结果

3.1 肥满度和成干率的双因子方差分析

把表1所列的肥满度和成干率的抽样测定数据, 按两个育肥周期编成12个组合样本并代以 (2)~(14) 式, 所得结果列于表2。

表2 肥满度和成干率方差分析统计结果

Table 2 Square difference analysis results of fat rate and dry meat rate

检验样本	t 效应	D 效应	自由度		F_1	F_{11} (临界值)	F_2	F_{12} (临界值)
			r	s				
fc ₁	显著	不显著	4	3	9.00	3.26	0.30	3.49
fd ₁	显著	不显著	4	3	11.49	3.26	0.05	3.49
fed ₁	显著	不显著	4	7	20.70	2.71	0.25	2.36
fc ₂	显著	显著	4	3	4.76	3.26	10.21	3.49
fd ₂	显著	不显著	4	3	8.65	3.26	3.11	3.49
fed ₂	显著	显著	4	7	11.00	2.71	13.29	2.36
yc ₁	显著	不显著	4	3	20.59	3.26	1.66	3.49
yd ₁	显著	不显著	4	3	17.33	3.26	0.89	3.49
yed ₁	显著	不显著	4	7	33.55	2.71	0.66	2.36
yc ₂	显著	显著	4	3	9.57	3.26	5.73	3.49
yd ₂	显著	不显著	4	3	12.89	3.26	2.89	3.49
yed ₂	显著	显著	4	7	19.57	2.71	4.60	2.36

表2中“检验样本”一栏的代号: f 代表肥满度, y 代表成干率, c 代表潮间带内的采样区, 当地称‘小塘’, 亦即5—8区; d—大潮低潮线以深的采样区, 当地称‘大塘’, 即1—4区; 1, 2分别代表第1和第2次育肥生产周期。

检验结果表明, 从统计学上来说, 在每个育肥生产周期内, t 效应均显著 ($\alpha=0.05$); 亦即随着时间的推移育肥效果是显著的。此项检验虽然不是主要目的, 但计算结果可作为考察抽检方案时参考。关于反映区域之间差异性的 D 效应检验结果, 对于第1个育肥生产周期, 无论肥满度和成干率, 其效应并不显著 ($\alpha=0.05$), 但第2育肥生产周期

的6个样本的统计结果, fc_2 、 fdc_2 、 yc_2 和 ycd_2 的 D 效应显著,其余 fd_2 和 yd_2 的检验统计量 (F_2)接近临界值,可见区域效应是显著的。从第2周期的计算结果可观察到,凡涉及潮间带的检验结果, D 效应均属显著。对此,以下采取逐步剔除部分样本资料作循环检验的方法,以确认哪一个样本来自不同的总体。剔除部分样本后的 F_2 计算结果列于表3。

表3 分区组合样本统计量(F_2)计算结果
Table 3 Results of statistical quantity(F_2)of the area groups

样本	fc_{2-5}	fc_{2-6}	fc_{2-7}	fc_{2-8}	yc_{2-5}	yc_{2-6}	yc_{2-7}	yc_{2-8}
F2	8.65	8.40	10.12	0.98	6.74	4.98	17.31	0.04

表中 fc_{2-6} 和 yc_{2-5} 分别代表第2育肥生产周期的肥满度和成干率剔除第5区后的样本;其余类同。临界值 $F_{2, 0.05, [(s-1), (r-1)(s-1)]} = 4.46$ 。

从上表可见,8项统计结果,只有 fc_{2-8} 和 yc_{2-8} 的 F_2 小于临界值;亦即只要剔除8区,则 D 效应是不显著的。可以认为5-8区的样本是来自两个总体,其中5-7区是一个总体,8区属于另一个总体。

3.2 死亡率样本的 U 检验结果

把8个区合并为 A、B、C、D 四个区(图1),同时把两个育肥生产周期的死亡率抽检数据合并为一组样本来处理。于是由表1得 $n_1 = n_2 = 1$;由(1)式算得均值(μ_0)=126.5和标准差 $\sigma_0/\sqrt{n} = 15.2288$ 。表4列出了各组的计算结果。

表4 U 检验计算结果
Table 4 Results of U test

样本	AB	AC	AD	BC	BD	CD
T	97.44	121.5	157.51	114.50	168.00	163.00
U	-1.908	-0.328	2.036	-0.788	2.720	2.390

表4所列6组检验结果,统计量 U 落在(-1.96, 1.96)区间内的有 AB、AC 和 BC 3个组。在 α 水平为 0.05 时,3个区之间差异并不显著;不能拒绝 H_0 的假设。因此,可认为 A、B、C 3个区的死亡率样本是来自同一总体或同一分布的总体。AD、BD 和 CD 3个组的 U 值落在(-1.96, 1.96)区间外,在 α 水平为 0.05 时,它们之间的差异是显著的。因此认为 D 区的死亡率样本与 A、B、C 区来自不同的总体。亦即拒绝 H_0 假设而接受 H_1 的假设。

4 结论及方法讨论

4.1 结论

根据以上统计检验结果,位于电站温排水上游(退潮时)的第1、2采样区和第3-7区,牡蛎肥满度及贝肉成干率的区域差异并不显著(95%置信度,下同);A、B、C3个区牡蛎死亡率的区域性差异也不显著。同时第1-7区的肥满度和成干率均优于第8区;A、B、C区的死亡率优于D区(参见表1)。因此认为电站的温排水对沙井蚝场牡蛎育肥效果的影响没有显著的效应。至于距离温排水口最远的第8区和D区的育肥效果较差,可能是受来自东宝河的陆源污染影响。

4.2 讨 论

关于识别电站温排水对养殖生物的影响,通常是采用现场抽样的方法。依据实验室模拟结果或现场环境参数再作推论的技术路线很少被采用。原因是影响作物收成好坏的因素太多。抽样方案及其监测数据的研究,目前比较惯用的做法仍然是通过对比,以考证影响的程度,其中包括空间对比和时间对比。Tinsman 等研究了美国大西洋海岸 PEPC 和 DPC 电站对牡蛎养殖的影响,认为前者导致牡蛎的死亡率增高,后者促使牡蛎贝壳增长加快^[6];Hoagland 和 Wight 等研究了美国某些海湾的电站温排水对牡蛎和贻贝及其他双壳类的影响^[7,8]。这些研究都是采用与温排水口距离不同的站点资料作比较而得出结论。

本文采用的抽样检验方案,方法原理上仍然属于对实验结果作空间和时间的对比;方法上与他们之区别在于应用了统计学上的参数假设检验,作为衡量对比结果差异是否显著的标准;探讨定量的判别方法。另外,在抽样项目方面,本文是根据育肥生产最关心的3项指标,与他们比较有所增减。如精简了贝壳的增长指标,因为它对于育肥生产的成败并不重要;又如补入贝肉成干率,因为它反映出贝肉的含水率,是产品质量的重要指标。

参 考 文 献

- 1 中国科学院数学研究所,常用数理统计,北京:科学出版社,1973
- 2 周复恭等,应用数理统计,北京:中央广播电视大学出版社,1987
- 3 卢崇飞等,环境数理统计学应用及程序,北京:高等教育出版社,1988
- 4 Morin-RP; Hirshfield-MF, PROC. ACAD. NAT. SCI. PHILA., 1984, vol. 136: 218-228
- 5 Davis-JD; Merriman-D (eds), OBSERVATIONS ON THE ECOLOGY AND BIOLOGY OF WESTERN CAPE CAD BAY, MASSACHUSETTS, LECT. NATES COAST. ESTUAR. STUD. 1984, vol. 11: 19-47
- 6 Tinsman-JC; Maurer-D; Pennachi-KA, Biological Responses of the American Oyster *Crassostrea virginica* (Gmelin) to Thermal Influence in the Chesapeake Delaware Bay Area, 1981 107
- 7 Hoagland-KE; Crocket-L, Academy of Natural Sciences of Philadelphia, PA. (USA), Ecological Studies of Woodoring Bivalves in the Vicinity of the Oyster Creek Nuclear Generating Station,