

文章编号: 1674 - 5566(2011)06 - 0873 - 10

## 基于 Bayes 方法的东海小黄鱼资源评析

李九奇<sup>1</sup>, 叶昌臣<sup>2</sup>, 王文波<sup>2</sup>, 尹增强<sup>1</sup>, 陈绍军<sup>1</sup>

(1. 大连海洋大学 海洋工程学院, 辽宁 大连 116023; 2. 辽宁省海洋水产科学研究院, 辽宁 大连 116023)

**摘要:** 利用东海区渔业资源动态监测资料, 采用基于 Bayes 方法的 Pella-Tomlinson 模型对东海区小黄鱼 (*Pseudosciaena polyactis*) 渔业资源动态进行了科学评析, 同时, 在不同渔业政策选择下, 对 2004 - 2020 年的资源量与渔获量进行了预测模拟研究。研究结果显示: 东海区小黄鱼渔业资源的环境容纳量  $K$  为 394 514 t; 内禀增长率  $r$  为 1.146; 1991 年的资源生物量为 338 493 t, 尔后持续上升到 1994 年的 370 923 t。1994 年以后又持续下降, 到 2003 年下降到最低值 111 253 t; 最大持续产量 (Maximum sustainable yield, MSY) 为 107 806 t 左右; 支持 MSY 所需的渔业资源生物量为 197 503 t; 支持 MSY 所需的捕捞努力量为 441 097.6 网次; 当前资源量与环境容纳量  $K$  的比值为 0.282, 即当前资源量已不足原始资源量的 30%; 若 2004 年以后使用 0.4 的捕捞死亡系数, 该渔业资源可以实现持续最优利用。

**研究亮点:** 我国用于渔业资源评估的渔业统计数据, 无论是产量还是捕捞努力量都可能存在不同程度的失真情况, 而 Bayes 参数估计方法被专家认为是处理类似问题的最好方法, 本论文使用 Bayes 方法对东海小黄鱼资源进行了评析, 获得了该渔业资源种群的各种重要渔业管理参数。对推动我国渔业资源评估的不确定性研究和合理利用东海小黄鱼资源均具有一定意义。

**关键词:** 小黄鱼; Bayes; 东海; 渔业资源评估; 种群动态模拟

**中图分类号:** S 932.4

**文献标志码:** A

小黄鱼 (*Pseudosciaena polyactis*) 隶属鲈形目、石首鱼科、黄鱼属, 为暖温性底层经济鱼类。是中、日、韩三国共同利用的主要鱼种, 在我国海洋渔业中占有重要的位置。20 世纪 50 年代产量曾达到 100 000 t 以上, 但 70 年代以后由于加大了捕捞强度, 使该资源受到严重破坏, 到 1989 年其产量仅为 4 000 t, 为此, 80 年代国家采取了小黄鱼产卵场休渔和 90 年代的伏季休渔制度, 其资源数量有了大幅度的回升, 到 2000 年产量曾达到接近 160 000 t, 之后逐年下降, 2003 年下降到 110 000 t 左右。但是, 其渔业生物学特征越来越呈现出个体小型化、性成熟提前、渔获物以幼鱼为主和种群结构低龄化等现象, 如果这种状况得不到及时改变, 很难维持其稳定的可利用资源。因此, 对其资源动态进行研究, 明确其资源的重要参数显得极为必要。

多年来, 虽然针对小黄鱼做过一定的研

究<sup>[1-6]</sup>, 但对该资源的数量变动规律、资源现状、资源对不同渔业政策的反映等问题缺乏较为系统的定量研究, 特别是考虑不确定因素影响的定量研究未见报道。在不确定因素影响的定量研究中, Bayes 方法被专家认为是研究渔业资源种群动态的最好方法<sup>[7]</sup>, 本文使用东海区渔业资源动态监测资料、非平衡的剩余产量模型, 模型参数的估计方法采用带有 MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 算法的 Bayes 方法对东海小黄鱼资源进行科学评估, 获得东海小黄鱼渔业资源种群动态和资源管理的重要参数, 为今后东海区小黄鱼渔业资源的科学管理提供重要依据。

### 1 材料与方法

#### 1.1 材料

拟合 Pella-Tomlinson 模型所用的材料取自 1991 - 2003 年东海区渔业资源监测产量和捕捞

收稿日期: 2011-03-20 修回日期: 2011-05-24

基金项目: 国家科技支撑计划项目(2006BAD09A15)

作者简介: 李九奇(1963—), 男, 副教授, 研究方向为渔业资源与评估、渔业资源经济学。E-mail: ljjuqi@dlou.edu.cn

努力量,捕捞努力量单位为投网次数,每网次拖网时间均为 1 h。并对该努力量进行了标准化处理<sup>[8]</sup>,处理方法为使用东海区小黄鱼产量对全海区总捕捞努力量进行标准化。

## 1.2 研究方法

### 1.2.1 非剩余产量模型

评估模型采用 Pella-Tomlinson 模型的修正模型<sup>[9]</sup>,即

$$B_{y+1} = B_y + \frac{r}{p} B_y \left[ 1 - \left( \frac{B_y}{K} \right)^p \right] - C_y \quad (1)$$

式中: $B_y$  为  $y$  年的资源生物量; $r$  为资源群体的内禀增长率; $p$  为常数(本文取  $p = 1$ ); $K$  为环境容纳量; $C_y$  为  $y$  年的总渔获量。

### 1.2.2 似然函数的构建

在渔业资源种群动态研究中,常假设相对资源量指数与资源量成正比,则 CPUE 的观测模型为

$$\hat{I}_y = qB_y \quad (2)$$

式中: $\hat{I}_y$  为模型估计的相对资源量指数; $q$  为可捕系数; $B_y$  为评估的渔业资源生物量。

限于种种原因,拟合模型的数据仅有东海小黄鱼的历年产量和捕捞努力量数据,而在这些数据中,无论是产量还是捕捞努力量都可能存在不同程度的失真情况,如产量存在误报和统计不全等现象,捕捞努力量除与产量存在相同问题外,还有相同大小的捕捞努力量的捕捞效率可能存在一定差异等问题。因此,本研究假设历年统计的 CPUE 存在观测误差,并认为历年单位捕捞努力量渔获量 CPUE<sub>*i*</sub> 服从对数正态分布<sup>[9]</sup>:

$$\ln(I_y) = \ln(\hat{I}_y) + v_y = \ln(q) + \ln(B_y) + v_y \quad (3)$$

式中: $v_y$  是具有期望值为 0,方差为  $\sigma^2$  的独立同分布的正态分布,即为服从  $N(0, \sigma^2)$  的随机变量。所以其似然函数为:

$$L(D | r, K, q, \varphi, \sigma) = \prod_y \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(\ln I_y - \ln q B_y)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (4)$$

式中: $I_y$  为第  $y$  年观测到的资源量指数 CPUE; $q$  为可捕系数; $\sigma$  是以模型(2)估计的资源量指数为期望值时的实测资源量指数 CPUE 的标准差; $qB_y$  为模型计算的理论相对资源量指数; $\varphi$  为初始资源量与环境容纳量的比值,即  $B_{1991}/K$ 。可捕系数与标准差的数学解析如下:

$$q = \exp\left(\frac{1}{n} \sum_y \ln(I_y/B_y)\right) \\ \sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_y (\ln I_y - \ln q B_y)^2} \quad (5)$$

### 1.2.3 各参数先验信息分布的确定

通常一个完整的 Bayes 模型是由所有无法观察的参数随机量  $\theta = (r, K, q, \varphi, \sigma)$  的联合先验分布与所有已观察随机量  $(I_1, I_2, \dots, I_y)$  的概率分布所组成,模型参数的 Bayes 推断是建立在给定已观察随机量  $(I_1, I_2, \dots, I_y)$  为条件的无法观察参数随机量  $\theta = (r, K, q, \varphi, \sigma)$  的后验分布基础上的。表示所有参数  $\theta = (r, K, q, \varphi, \sigma)$  的概率密度函数为  $p(r, K, q, \varphi, \sigma)$ ,并假设各参数各自独立,则其联合先验分布密度为: $p(\theta) = p(r, K, q, \varphi, \sigma) = p(r)p(K)p(q)p(\varphi)p(\sigma)$ ,Bayes 方法需事先确定以上各参数的先验分布,而先验分布就是利用以往相关的研究信息、专家的意见等事先确定参数  $\theta = (r, K, q, \varphi, \sigma)$  的分布。关于各参数先验分布的确定,通常的做法是在没有以往相关研究信息、专家意见等的情况下,通常使用非信息的先验分布,即各参数先验分布使用均匀分布,或者是参考最大似然法估计的结果来确定其先验分布,这是 Bayes 渔业资源评估专家推荐的方法<sup>[10-12]</sup>。下面进行各参数先验分布的确定,根据 SULLIVAN 的研究<sup>[13]</sup>,非鳕科鱼类种群的内禀增长率  $r$  可用以下方程进行估算:

$$r = 0.947 + 1.189k - 0.095 \ln(W_\infty) \quad (6)$$

式中: $k$  为 Von Bertalanffy 生长方程的生长参数; $W_\infty$  为体重生长方程的渐进体重。

据林龙山和程家骅的研究<sup>[14]</sup>,东海北部和黄海南部小黄鱼的  $k$  和  $W_\infty$  分别为 0.55 和 323.80 g,代入(6)式可得  $r$  为 1.052,设  $r$  的先验概率服从正态分布,这里取  $(1.052, 0.526^2)$ ,这样可使  $r$  的值落入区间  $[0, 2.104]$  的概率超过 95%;其它参数的先验分布参考最大似然法估计的结果给出,为使这些先验分布信息对其后验概率的影响尽可能小,其先验分布标准差取其均值的 1/2,即其 95% 置信区间从 0 开始覆盖。考虑参数的先验分布可能对其后验分布产生影响,所以本文设计了两种先验分布方案,即参考原有研究信息的正态分布和使用无信息的均匀分布,各参数的先验分布如表 1 所示:

表 1 模型参数  $r, K, q$  和  $\varphi$  的先验概率分布  
 Tab. 1 Scenarios for different settings of prior distributions for parameters

方案	$r$	$K$	$q$	$\varphi(B_{1991}/K)$
正态分布	$N(1.052, 0.526^2)$	$N(500\ 000, 250\ 000^2)$	$N(2.0e-07, 1.0e-07^2)$	$N(0.6, 0.3^2)$
均匀分布	$U(0.1, 2.5)$	$U(50\ 000, 1\ 000\ 000)$	$U(1.0e-10, 1)$	$U(0.2, 1)$

#### 1.2.4 各参数边际后验概率分布的确定

根据贝叶斯原理,给定数据时各参数的联合后验概率分布与似然函数和其先验概率分布的积成正比,则各参数  $\theta = (r, K, f, \varphi, \sigma)$  的后验分布可表示为,

$$\begin{aligned} \pi(\theta | D) &\propto L(D | r, K, \varphi, q, \sigma) \times p(\theta) \\ &\propto p(K) p(r) p(\varphi) p(q) p(\sigma) \\ &\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(\ln I_y - \ln q B_y)^2}{2\sigma^2}\right) \Pi \end{aligned} \quad (7)$$

则  $\ln(\pi(\theta | D)) \propto \ln(p(K)) + \ln(p(r)) + \ln(p(\varphi)) + \ln(p(q)) + \ln(p(\sigma)) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{y=1991}^{2003} (\ln I_y - \ln q B_y)^2$

对于 Pella-Tomlinson 的改进模型来说,其渔业资源管理决策的关键参数的数学解析如下:

$$\begin{aligned} MSY &= \frac{p}{b} \left(\frac{a}{p+1}\right)^{\frac{p+1}{p}} = \frac{rK}{(p+1)^{\frac{p+1}{p}}}; B_{MSY} = \frac{K}{2}; \\ E_{MSY} &= \frac{pa}{b(p+1)} = \frac{r}{q(p+1)}; F_{MSY} = \frac{pa}{b(p+1)} = \\ &\frac{r}{(p+1)} \end{aligned}$$

(7)式中参数后验分布的确定涉及高维积分问题,通常的处理方法是采用 Monte-Carlo 随机取样的方法,由于(7)式的每个参数很难得到解析解,所以常规的 Monte-Carlo 随机取样无法进行,近年来对于这类问题的解法,科学家提出了使用诸如重要采样方法、Metropolis-Hastings 方法和 Gibbs 方法,其中的后两种方法称为 MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 方法,在参数的状态空间为多维时常使用逐分量的 Metropolis-Hastings 算法,本文使用逐分量的 Metropolis-Hastings 算法,按分量逐个进行更新,其优势在于应用方便,不需要考虑调节参数。具体算法如下:

对  $t = 1, 2, \dots, T$ :

(1) 令  $\theta = (\theta_0^{(t-1)}, \theta_1^{(t-1)}, \theta_2^{(t-1)}, \theta_3^{(t-1)})^T$ ,  $\theta_0 = r, \theta_1 = K, \theta_2 = q, \theta_3 = \varphi$

(2) 从建议分布  $N(\theta_0, \sigma_{\theta_0})$  中产生候选点  $\theta_0'$ ,

(3) 令  $\theta' = (\theta_0', \theta_1^{(t-1)}, \theta_2^{(t-1)}, \theta_3^{(t-1)})^T$  计算接受概率:

$$\alpha_0(\theta, \theta') = \min\left\{1, \frac{f(y | \theta_0', \theta_1, \theta_2, \theta_3) \pi(\theta_0', \theta_1, \theta_2, \theta_3)}{f(y | \theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3) \pi(\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3)}\right\}$$

(4) 以概率  $\alpha_0(\theta, \theta')$  接受  $\theta = \theta'$ ; 否则保持其不变,

(5) 从建议分布  $N(\theta_1, \sigma_{\theta_1})$  中产生候选点  $\theta_1'$ ,

(6) 令  $\theta' = (\theta_0, \theta_1', \theta_2^{(t-1)}, \theta_3^{(t-1)})^T$ , 计算接受概率:

$$\alpha_1(\theta, \theta') = \min\left\{1, \frac{f(y | \theta_0, \theta_1', \theta_2, \theta_3) \pi(\theta_0, \theta_1', \theta_2, \theta_3)}{f(y | \theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3) \pi(\theta_0, \theta_1, \theta_2, \theta_3)}\right\}$$

(7) 以概率  $\alpha_1(\theta, \theta')$  接受  $\theta = \theta'$ ; 否则保持其不变,

(8) 其它两个参数  $(\theta_2, \theta_3)$  进行同样的处理。

#### 1.2.5 监视 MCMC 链的收敛性

监视 MCMC 链是否收敛,最直接最简单的方法就是图示了,使用生成的样本对迭代次数作图,生成了链的一条样本路径图(trace plot)和使用链的累积均值对迭代次数作图(ergodic mean plot),以观察遍历均值是否达到稳定状态。另外由于模型参数通常是相关的,如果自相关水平较高则收敛的速度就会减慢,一般自相关会随着步长的增大而减小,如果没有看到这样的机制,需重新参数化,所以也需要观察两个重要参数  $r$  和  $K$  的自相关情况。

#### 1.2.6 不同管理策略下的资源生物量与产量预测和决策

利用前面评估出的种群重要参数,在不同的管理策略下,对今后资源量与对应的渔获量进行预测是非常必要的,本文对 2004 - 2020 年的资源量与渔获量进行了预测,其预测模型就是前面的 Pella-Tomlinson 的改进模型,但考虑了过程误差及其自相关性:

$$B_{y+1} = \left[B_y + \frac{r}{p} B_y \left(1 - \left(\frac{B_y}{K}\right)^p\right) - C_y\right] e^{\varepsilon_t} \quad (8)$$

$$\varepsilon_t \text{ 是其过程误差, } \varepsilon_t = \rho_p \varepsilon_{t-1} + \sigma_p \sqrt{1 - \rho_p^2} \varepsilon'_t$$

$$\varepsilon'_t \sim N(0, 1^2) \tag{9}$$

$\rho_p$  是过程误差的自相关的量;  $\sigma_p^2$  是过程误差的方差。

这里为了简化计算把要预测的第一年的过程误差  $\varepsilon_{2004}$  设为 0, 今后的渔获方案中的渔获量考虑执行误差(式 10) 以及评估资源生物量误差(式 11), 因此第  $t$  年的渔获量通过执行一个捕捞死亡系数与被评估的资源生物量来确定, 而被评估的资源生物量带有一个具有自相关性的误差, 如下式:

$$C_t = F \hat{B}_t e^{\sigma_i \eta_t}, \quad \eta_t \sim N(0, 1^2) \tag{10}$$

$$\hat{B}_t = B_t e^{\eta_t}, \quad \eta_t = \rho_a \eta_{t-1} + \sigma_a \sqrt{1 - \rho_a^2} \eta'_t, \quad \eta'_t \sim N(0, 1^2) \tag{11}$$

式中:  $F$  是捕捞死亡系数;  $\hat{B}_t$  是被评估的  $t$  年的资源生物量;  $\sigma_i$  是  $FB_t$  与真正执行的渔获量的相对差值, 称为执行误差;  $\sigma_i^2$  是执行误差的方差;  $\eta_t$  是用模型进行资源量评估的误差;  $\rho_a$  是资源量评估的误差的自相关量;  $\sigma_a^2$  是用模型进行资源量评估误差的方差。

本文假设存在过程误差、评估误差、过程误差的自相关量和评估误差的自相关量, 没有执行误差, 且  $\sigma_p, \sigma_i, \sigma_a, \sigma_p, \sigma_a$  分别取值 0.1, 0, 0.1,

0.5, 0.8, 同时设置了 5 种不同管理策略, 即今后采用 5 种捕捞死亡系数,  $F = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8, 1.0$ , 对其今后 17 年的资源生物量和对应的产量趋势进行了不确定性模拟, 同时根据模拟计算结果进行了不同管理决策(5 种捕捞方案)实施效果评价, 评价时间为方案实施 10 年后, 即 2013 年, 评价指标包括: (1) 预测的 2013 年的资源量与环境容纳量  $K$  的比值 (Depletion), 即  $B_{2013}/K$ ; (2) 2013 年资源量大于  $0.5K$  的概率, 即大于  $B_{msy}$  的概率  $P(B_{2013} > 0.5K)$ ; (3) 2013 年资源量大于当前资源量的概率, 即大于 2003 年资源量的概率  $P(B_{2013} > B_{2003})$ ; (4) 2013 年资源量小于  $0.125K$  的概率, 即小于  $B_{msy}/4$  的概率  $P(B_{2013} < 0.125K)$ , 该概率是评价资源崩溃的指标<sup>[15]</sup>。

文中所有模型计算与绘图均运用软件 R 编程实现, 其具体编程代码略。

## 2 结果与分析

### 2.1 MCMC 参数链的收敛观察

首先从其 trace 图(图 1-a 和图 1-b)可以看出参数  $r$  和  $K$  从初始值迅速到达待估参数的平稳分布; 其次从其遍历平均图(图 1-c 和图 1-d)亦可看到迭代 15 000 次以后参数  $r$  和参数  $K$  的遍历平均值分别稳定到 1.16 和 410 000 t 左右。

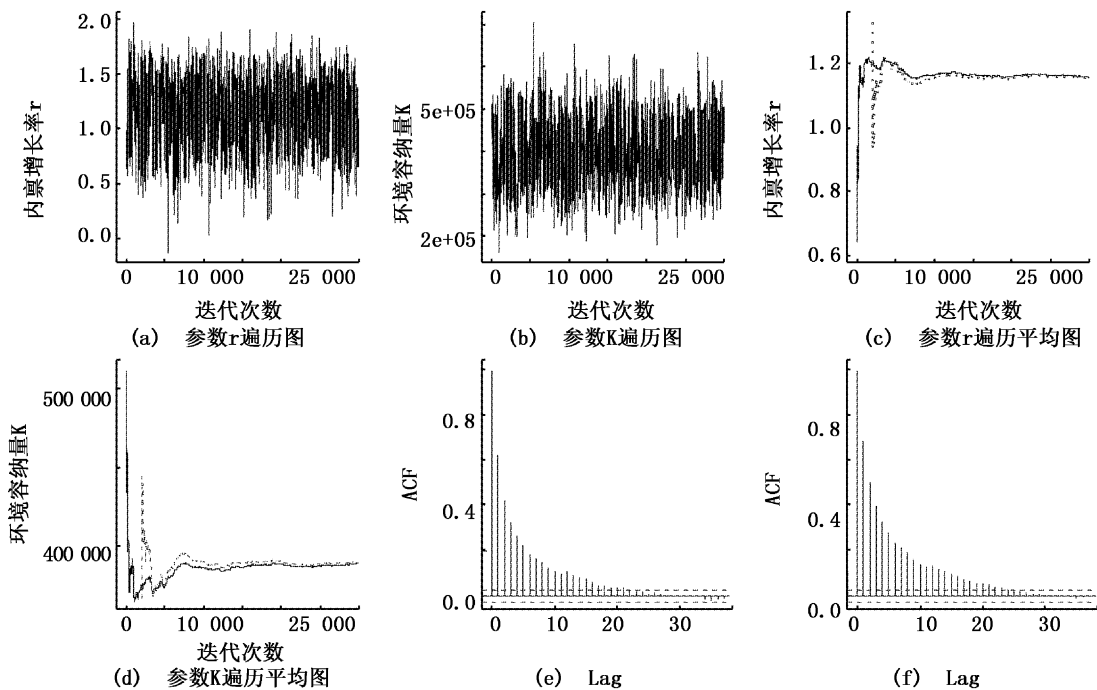


图 1 参数  $r, K$  的迭代踪迹图、遍历平均图以及自相关图  
 Fig.1 The trace plot of parameters ( $r, K$ ), ergodic mean plot and autocorrelations plot

## 2.2 模型估计的 CPUE 指数与实际观测 CPUE 指数比较

根据 Bayes 方法估计参数的后验分布结果,用模型计算的理论 CPUE 指数与实际观测 CPUE 指数进行比较,比较结果如图 2 所示,图中点划线为实际观测 CPUE 指数,实线为理论 CPUE 指数的中值,虚线为理论 CPUE 指数的 95% 置信界限的上限与下限,结果显示了理论 CPUE 指数与实际观测 CPUE 指数很好的拟合效果。

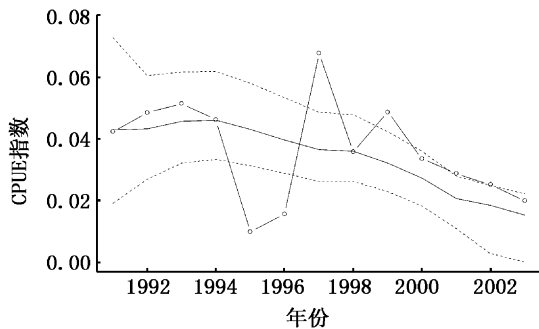


图 2 实测 CPUE 指数与理论估算的 CPUE 指数拟合图

Fig. 2 Fitted plot of the observed CPUE to simulated CPUE

## 2.3 模型参数的估计与预测结果

### 2.3.1 模型参数的估计

在使用 Metropolis-Hastings 方法取样时,共迭代 30 000 次,为了保证研究结果的真实可靠性,去掉了前面 15 000 次的迭代结果,即 burn in 值取 15 000 次,取 15 001 ~ 30 000 次的迭代结果,然后从 15 001 ~ 30 000 次的抽样结果中分别计算各个参数的平均值、中位数和 95% 置信区间的上下限,统计学认为中位数是最不受极端值影响的统计量,各参数的计算结果列于表 2 中,表 2 中不带括号的值是来自于先验分布为正态分布时的结果,而带有括号的值是来自于先验分布为均匀分布时的结果。从表 2 可以看出,4 个参数的均值分别为 1.146、394 万尾 (514 t)、 $1.31E-07$  和 0.858,其它渔业资源管理的关键参数如当前资源量与环境容纳量比值  $B_{cur}/K$ 、最大持续产量 MSY、获得 MSY 所需的资源量  $B_{msy}$ 、资源量限制参考点  $0.25B_{msy}$  以及获得 MSY 所需的捕捞死亡系数  $F_{msy}$  分别为 0.282、107 806 t、197 503 t、49 376 t 和 0.568。

表 2 关键参数后验分布的统计量汇总

Tab. 2 Summary of the statistics of posterior distributions for each key parameter

重要参数	平均值	中位数	2.5%分位数	97.5%分位数	标准差
$r$	1.146 (1.207)	1.141 (1.248)	0.608	1.628	0.273 9
$K$ (t)	394 514 (385 115)	395 804 (377 095)	266 708	534 528	71 046
$q$	$1.31E-07$ ( $1.36E-07$ )	$1.28E-07$ ( $1.31E-07$ )	$7.65E-08$	$2.04E-07$	$3.26E-08$
$B_{ini}$	0.858 (0.674)	0.849 (0.685)	0.343	1.403	0.2736
$B_{cur}$ (t)	111 842 (99 716)	122 318 (114 037)	3 440	179 059	50 502
Ratio	0.282 (0.253)	0.305 (0.289)	$3.57e-06$	0.464	0.123 6
MSY (t)	107 806 (107 340)	110 302 (111 747)	79 017	122 681	11 366
$B_{msy}$ (t)	197 503 (184 636)	197 364 (178 747)	132 112	270 487	36 631
$0.25B_{msy}$ (t)	49 376 (46 159)	49 341 (44 687)	33 028	67 622	9 158
$E_{msy}$	4 467 958 (4 273 174)	4 410 976 (4 262 611)	2 647 735	7 013 552	1 049 616
$F_{msy}$	0.568 (0.625)	0.588 (0.652)	0.251	0.806	0.156

注: $B_{cur}$ 为估计的当前资源量;Ratio为 $B_{cur}/K$ ;MSY为最大持续产量; $B_{msy}$ 为支持MSY的资源量; $E_{msy}$ 为支持MSY的捕捞努力量; $B_{ini}$ 是 $B_{1979}/K$ 。

关于估算的各参数概率分布,这里计算并绘制了估计参数各自的概率分布图(图 3-a、b、c、d),从图中可以看出,以上这 4 个参数主要集中在  $0.95 \sim 1.35$ 、 $380\ 000\ t \sim 420\ 000\ t$ 、 $1.0 \times 10^{-7} \sim 1.5 \times 10^{-7}$  和  $0.6 \sim 1.1$ ;在获得这些重要参数后,用 Pella-Tomlinson 改进模型重点估算了 1991-2003 的 13 年的资源动态、当前的资源状态以及与渔业科学管理密切相关的重要参数等,这些参数包括 1991-2003 年评估的资源生物量均值及其 95% 置信区间(图 3-e),图中虚线代表

95% 置信区间上下限、当前的资源量(2003 年资源量)与环境容纳量比值及其 95% 置信区间和概率分布(表 1、图 3-f)、最大持续产量 MSY 及其概率分布(表 1、图 3-g)、获得 MSY 时所需的资源生物量、捕捞努力量、捕捞死亡系数及其概率分布(表 1、图 3-h、i、j)和 1991-2003 年历年的捕捞努力量和捕捞死亡系数(图 3-k、l),图中虚线代表最优的捕捞努力量和捕捞死亡系数。以上评估结果显示,东海小黄鱼资源的种群内乘增长率为 1.146,环境容纳量为 394 514 t;1991 年小黄鱼的

资源量为338 493t,尔后逐年下降,2001年下降到170 968 t,2003年已下降到111 842 t,也就是说2000年以后其资源量就已经低于获得MSY所需的资源量;捕捞死亡系数1991-1994年为0.06~0.16,1995-1996年为0.392~1.16,尔后又开始下降,1997-1999年均在0.5以下,2000年开始几乎逐年增大,到2003年接近0.9,图3-i显示

1995年以后其捕捞死亡系数开始大于获得MSY所需的捕捞死亡系数,之后仅1997-1999年的捕捞死亡系数在获得MSY所需的捕捞死亡系数之下;当前资源量已经下降到不足原始种群数量的30%,而一般认为该值小于40%是渔业管理应该避免的<sup>[15]</sup>。

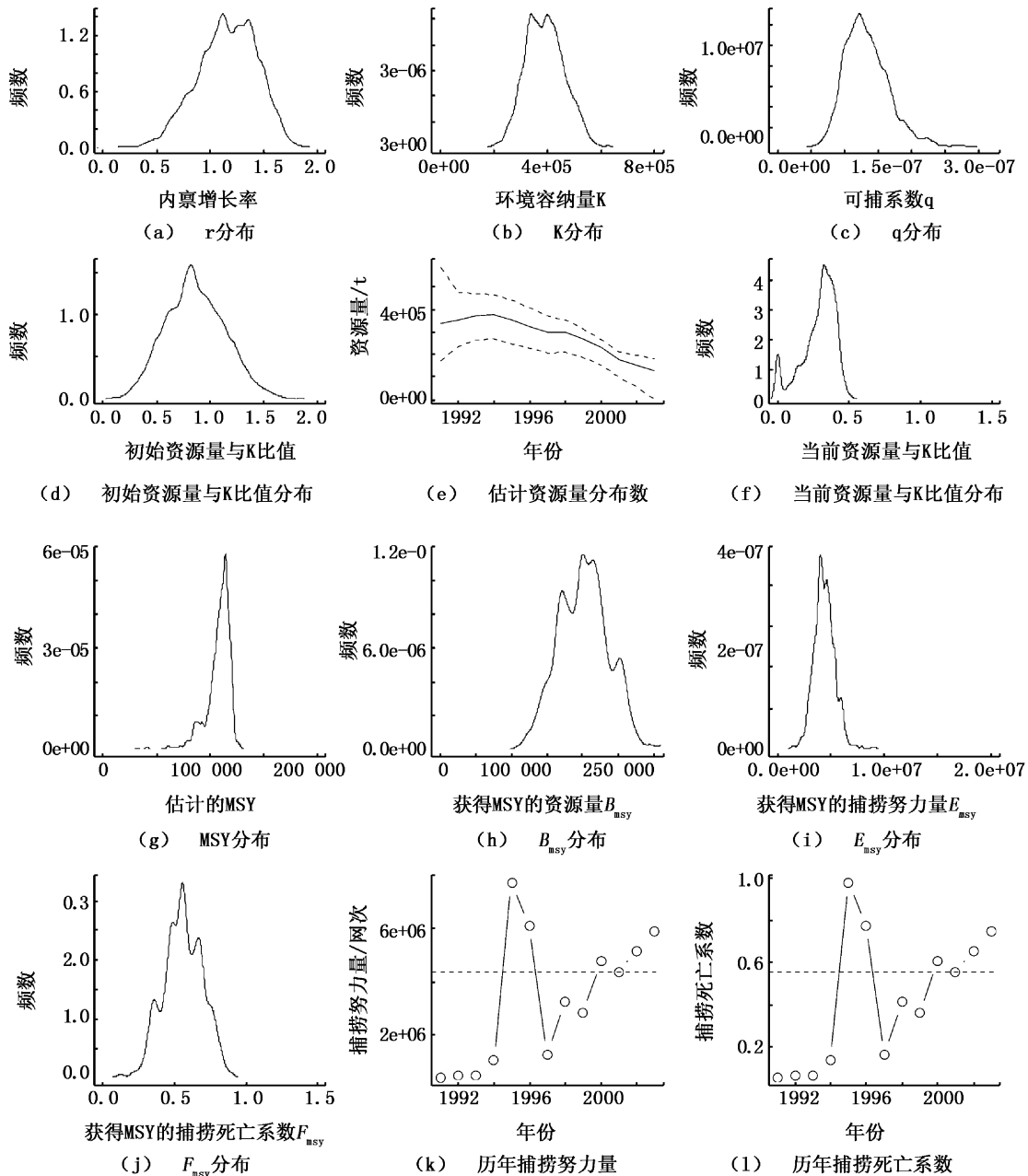


图3 各参数的后验分布、评估资源量的95%置信区间以及渔业管理重要参数分布  
 Fig.3 The posterior distribution of each parameters,95%-confidence interval of the estimated biomass and distribution for the fisheries management

### 2.3.2 资源量和渔获量预测与决策

在前面资源评估的基础上,本文选择了 5 种渔业管理方案 ( $F = 0.2, 0.4, 0.6, 0.8$  和  $1.0$ ) 对 2004 - 2020 年的资源量和渔获量动态进行了预测模拟,资源量与渔获量的预测结果见图 4 和图 5,图中虚线代表预测的资源量与渔获量的 95% 置信区间的上下限。

从图中可以看到,2003 年以后只要捕捞死亡系数小于 0.6,其资源量就存在继续增大的可能,若大于 0.8,资源量就会继续下降;渔获量也是一样,在捕捞死亡系数小于 0.6 时,渔获量就会逐年增大到 MSY 水平,若捕捞死亡系数大于 0.8,则其渔获量也会逐年下降。

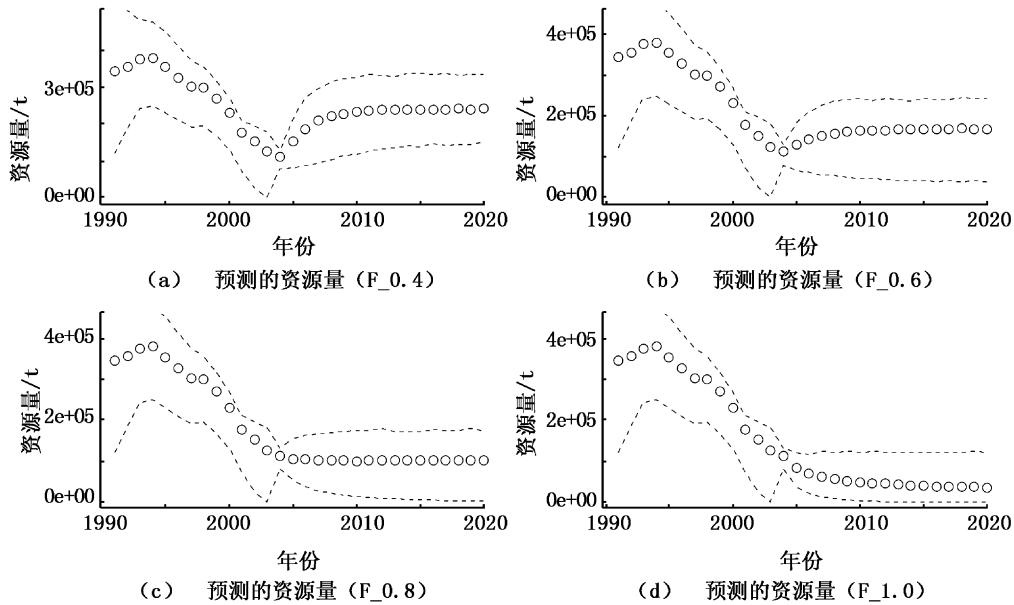


图 4 在不同捕捞策略下,1991 - 2020 年资源量预测均值及其 95% 置信区间

Fig. 4 Projected biomass and the 95%-confidence interval by different management alternatives in 1991 - 2020

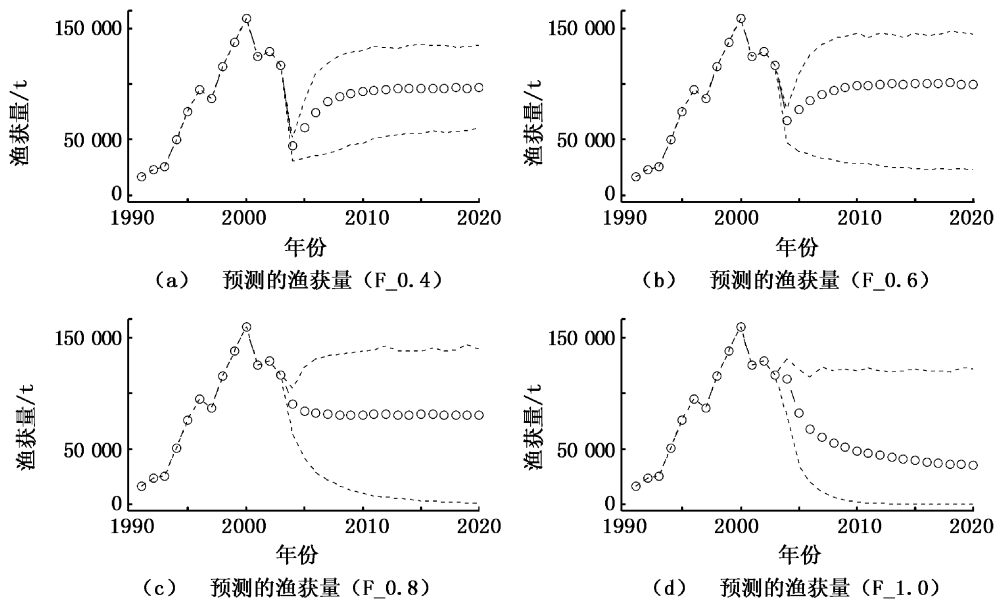


图 5 在不同捕捞策略下,1991 - 2020 年渔获量预测均值及其 95% 置信区间

Fig. 5 Projected catch and the 95%-confidence interval by different management alternatives in 1991 - 2020

根据以上模拟计算结果进行了不同管理方案(5种捕捞方案)实施效果的评价,本评价主要计算了  $B_{2013}/K$ 、 $p(B_{2013} > 0.5K)$ 、 $p(B_{2013} > 0.125K)$  和  $p(B_{2013} > B_{2003})$  4个指标,评价结果见表3所示。

表3 5种管理方案的评价表  
Tab.3 Evaluating table from the 5 fishing pattern

$F$	$p(B_{2013} \geq B_{msy})$	$p(B_{2013} \geq B_{msy}/4)$	$p(B_{2013} > B_{2003})$	$B_{2013}/K$
0.2	0.988 5	1.000 0	0.998 0	0.782 9
0.4	0.808 5	0.993 0	0.973 5	0.567 3
0.6	0.209 0	0.948 5	0.791 5	0.373 5
0.8	0.006 0	0.733 0	0.385 5	0.218 2
1.0	0	0.419 0	0.052 0	0.109 5

本研究评价了渔业捕捞策略实施10年后其资源量与渔获量的动态,从表3可以看出,若捕捞死亡系数维持在0.4以下,2013年的资源量大于等于获得MSY时的资源量的概率  $p(B_{2013} \geq B_{msy})$ 、大于等于  $B_{msy}/4$  概率  $p(B_{2013} \geq B_{msy}/4)$  以及2013年资源量与环境容纳量之比大于等于0.5的概率  $p(D_{2013} \geq 0.5)$  均在80%以上;若捕捞死亡系数维持在0.6以上,虽然可以保证2013年资源量大于2003年资源量,也可保证  $B_{2013} > B_{msy}/4$ ,但2013年资源量大于等于  $B_{msy}$  的概率仅为20%左右,这样连续获得MSY的可能性很小,因此出于MSY和资源安全的考虑,可以考虑选择0.4的捕捞死亡系数。

### 3 讨论与结论

#### 3.1 先验和后验概率分布

为了评价各参数  $r$ 、 $K$ 、 $q$  和  $\varphi$  的先验概率分布对资源评估结果的影响,本文分别考虑了两种不同的先验分布的组合,即正态和均匀分布两种方案,并对每一方案的参数分布进行了估算(表2)。敏感性分析的结果显示两种方案估算的  $r$ 、 $K$ 、 $q$  3个参数的后验概率分布非常相似,仅初始资源量与环境容纳量  $K$  的比值  $\varphi$  参数有一定差异,差异大小为20%,对于其它渔业资源管理的关键参数,如,  $MSY$ 、 $B_{msy}$ 、 $E_{msy}$ 、 $F_{msy}$  以及当前资源量的估计结果  $B_{cur}$  等差异很小,几乎没有影响。因此,敏感分析结果表明资源评估的结果对剩余产量模型参数的先验概率分布并不敏感。所以,即使各参数的先验信息选择存在一定的不客观

性,对评估结果影响也不大。

#### 3.2 东海小黄鱼种群动态参数

本研究所得的种群内秉增长率  $r$  的均值为1.146,环境容纳量  $K$  的均值为394 514 t。采用Sullivan的研究方法可得到小黄鱼种群内秉增长率  $r$  为1.052,两者非常接近,仅差不到10%,这从另一角度验证了本文研究结果的客观性。关于东海小黄鱼种群内秉增长率  $r$  和环境容纳量的研究,国内未见报道,而国外对其它鱼种的研究少有报道,他们研究的种群内秉增长率  $r$  通常都比较小,一般在0.2~0.3<sup>[13]</sup>左右。而东海小黄鱼的种群内秉增长率  $r$  与国外其它鱼种相比大出3~4倍,这可能与我国渔业的高强度捕捞致使高级食物链种类锐减,小型低级食物链种类快速增长以及资源组成基本以幼鱼为主关系密切,因为低级食物链种类和幼鱼的生长速度要比传统的长寿命高级食物链种类的成鱼快得多,致使东海区小黄鱼的内秉增长率  $r$  大幅度增加。这一变化,从好的方面来看, $r$  的大幅增大鱼类抵抗高强度捕捞的能力将会增强,资源的恢复能力也将同时增强。当然  $r$  的增大同时也意味着对环境的波动响应剧烈,使资源状态的稳定性变差,这一点已经从该渔业的实际中得到验证。

#### 3.3 东海小黄鱼的资源状况

对于近年来东海小黄鱼的资源状况,本文的分析结果持悲观态度。从捕捞死亡系数看,1995-2003年9年间,各年的捕捞死亡系数除1997-1999年外均大于获得MSY所需的捕捞死亡系数,从1991-2003年间捕捞死亡系数波动变化看,捕捞死亡系数年际变化较大,但总体上一一直呈上升趋势(图3-i)。该资源从1995年开始基本上处于过度捕捞状态;资源生物量从1991年开始持续下降,到2001年已经下降到获得MSY所需资源量之下,到2003年更是下降到110 000 t左右,不足原始资源量的30%,这个结果与1997-2000年126专项“东海底层生物资源补充调查与评估”的评估结果基本吻合<sup>[16]</sup>。

#### 3.4 资源量和渔获量预测与决策

本研究考虑了5种渔业捕捞策略,即捕捞死亡系数设定为0.2、0.4、0.6、0.8和1.0,这5种捕捞策略实施以后资源量与渔获量的预测结果显示,若仅考虑资源量与渔获量的升降,可以选择捕捞死亡系数为0.6,若进一步考虑资源量的



参考点  $B_{msy}$  和资源的安全性,可以选择捕捞死亡系数为 0.4,这样既可以保证资源量大于  $B_{msy}$  又可以保证持续的渔获量。当然采用产量模型预测小黄鱼管理参考点概率可能会存在一定模型误差,在一定程度上影响结果的客观性,但以往关于小黄鱼资源量与渔获量的预测和决策少有研究,特别是缺乏考虑各种不确定因素影响的研究。本文的研究结果仍对东海小黄鱼的资源安全与持续利用具有一定意义,同时也可为我国现有渔业资源数据体系下提供一种更为科学有效的方法,以进一步提高渔业资源评估结果的科学性与客观性。

总之,东海小黄鱼资源的内秉增长率较高,具有较快的资源增长潜力,尽管如此,无论从捕捞死亡系数来看,还是从资源生物量的动态来看,该资源目前均已利用过度,考虑各种不确定性因素的影响,加之由于其内秉增长率的提高致使其资源稳定性减弱。基于以上考虑建议今后把东海小黄鱼捕捞死亡系数和年渔获量控制在 0.4 和 100,000 t,以实现东海小黄鱼资源的持续利用。

#### 参考文献:

- [1] 金显仕. 黄海小黄鱼生态和种群动态的研究[J]. 中国水产科学, 1996, 3(1): 32-46.
- [2] 水柏年. 小黄鱼个体生殖力及其变化的研究[J]. 浙江海洋学院学报:自然科学版, 2000, 19(1): 58-69.
- [3] 任一平,高天翔,刘群,等. 黄海南部小黄鱼渔获群体结构与繁殖特征的初步研究[J]. 海洋湖沼通报, 2001, (1): 41-46.
- [4] 程家骅,刘子藩,林龙山,等. 东海区伏季休渔渔业生态效果的分析研究[J]. 中国水产科学, 1999, 6(4): 81-85.
- [5] 林龙山,程家骅,任一平,等. 东海区小黄鱼种群生物学特性的分析研究[J]. 中国水产科学, 2004, 11(4): 333-338.
- [6] 林龙山,凌建忠,程家骅,等. 小黄鱼资源状况及合理利用意见[J]. 海洋渔业, 2000, 22(3): 120-1231.
- [7] PUNT A E, HILBORN R. BAYES-SA Bayesian Stock Assessment Methods in Fisheries - User's Manual [M]. FAO Computerized Information Series (Fisheries), Rome, 2001.
- [8] 戴小杰,马超,田思泉. 印度洋中国大眼金枪鱼延绳钓渔业 CPUE 标准化[J]. 上海海洋大学学报, 2011, 20(2): 275-278.
- [9] MALCOLM H. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries [M]// CHAPMAN & HALL/CRC, 2001: 279-304.
- [10] CHEN Y, BREEN P A, ANDREW N L. Impacts of outliers and misspecification of priors on Bayesian fisheries-stock assessment[J]. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 2000, 57(11), 2293.
- [11] PUNT A E, HILBORN R. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach Rev[J]. Journal of Fish Biology and Fisheries, 1997, 7(1): 35-63.
- [12] HILBORN R, PIKITCH E K, MCALLISTER M K. A Bayesian estimation and decision analysis for an age-structured model using biomass survey data[J]. Fisheries Research, 1994, 19(1/2): 17-30.
- [13] SULLIVAN K J. The estimation of parameters of the multispecies production model[C]. ICES Marine Science Symposia, 1991(193): 185-193.
- [14] 林龙山,程家骅. 东海区小黄鱼渔业生物学现状的分析[J]. 中国海洋大学学报, 2004, 34(4): 566-567.
- [15] CADDY J F. A short review of precautionary reference points and some proposals for their use in data-poor situations [M]. FAO Fisheries Technical Paper, Rome, 1998.
- [16] 程家骅,张秋华,李圣法,等. 东黄海渔业资源利用[M]. 上海:上海科学技术出版社, 2006.

## A stock assessment of small yellow croaker by Bayes-based Pella-Tomlinson model in the East China Sea

LI Jiu-qi<sup>1</sup>, YE Chang-chen<sup>2</sup>, WANG Wen-bo<sup>2</sup>, YIN Zeng-qiang<sup>1</sup>, CHEN Shao-jun<sup>1</sup>

(1. *Ocean Engineering College of Dalian Ocean University, Dalian 116023, Liaoning, China*; 2. *Liaoning Marine Fisheries Academe, Dalian 116023, Liaoning, China*)

**Abstract:** The fish stock assessment is important groundwork for present-day fish stock management. The report presents a stock assessment of small yellow croaker in East China Sea by Bayes-based Pella-Tomlinson model, and a forecasting of biomass and catch from different fisheries policy in 2003 – 2020. All of the data used in this study are from the monitoring for fisheries resources in East China Sea. The research results show that the carrying capacity  $K$  is 410 281 tons and the intrinsic growth rate  $r$  is 1.129; the estimated stock biomass increased from approximately 332 654 tons in 1991 to 370 923 tons in 1994 and then declined to the minimum 131 416 tons in 2003; the estimated MSY is 110 000 tons; the estimated biomass for achieving MSY is about 200 000 tons; the estimated effort for achieving MSY is 1 373 380 nets; the stock depletion level ( $B_{cur}/K$ ) is about 0.319, i. e. the current biomass is less than by 40 per cent of the initial biomass; if using less than 0.4 of fishing mortality after 2004, this will bring about an optimal utilization to the fishery.

**Key words:** small yellow croaker; Bayes; East China Sea; stock assessment; population dynamic simulation