

DOI: 10.3724/SP.J.1118.2015.14536

应用贝叶斯状态空间建模对东海带鱼的资源评估

张魁, 陈作志

中国水产科学研究院 南海水产研究所, 农业部南海渔业资源开发利用重点实验室, 广东 广州 510300

摘要: 将贝叶斯状态空间建模方法应用于东海带鱼的资源评估, 状态过程使用 Pella-Tomlinson 形式的剩余产量模型, 同时考虑了过程误差与观测误差。建立了 4 种有、无先验信息的混合模型, 进行马尔可夫链蒙特卡罗(Markov chain monte carlo, MCMC)模拟。结果显示, 有内禀增长率 r 、环境容量 K 先验信息的模型 1 通过了收敛和自相关诊断, 并得到了最小的 DIC(deviance information criterion)值; 不同先验分布对参数 r 、 K 输出结果影响较大, 说明数据对 r 、 K 的先验分布比较敏感; 3 种 P-T 模型中, r 、 K 的后验分布与先验分布类型都相差较大, 这表明与先验分布相比, 数据对参数 r 、 K 的后验分布产生了较大影响。生物学参考点的结果显示, 东海带鱼在 1995—2010 年处于过度捕捞状态(产量超过最大持续产量 MSY), 在 2000—2006 年情况恶化(捕捞死亡系数 $F > F_{MSY}$), 2012 年状况较好, 但仍需要加强管理。

关键词: 贝叶斯状态空间模型; 带鱼; 资源评估; 马尔可夫链蒙特卡罗; 生物学参考点

中图分类号: S932

文献标志码: A

文章编号: 1005-8737-(2015)05-1015-12

带鱼(*Trichiurus japonicus*)是东海区最具价值的捕捞对象之一, 主要作业方式为底拖网和帆张网, 其产量多年来居各经济鱼类之首, 已成为东海区渔业资源状况的风向标, 其资源的兴衰关系到东海区海洋捕捞业的稳定^[1-3]。早在 20 世纪 70 年代后期, 东海带鱼资源就已经处于充分开发状态, 80 年代进入过度捕捞状态^[2]; 自 90 年代初以来, 夏汛主捕 1 龄鱼, 冬汛主捕当龄鱼的格局越来越明显^[2]; 进入 21 世纪, 小型化、低龄化现象加剧^[4-5], 表明该群体仍然处于过度捕捞状态^[1, 6]。在总允许渔获量(total allowable catch, TAC)制度尚未实施的情况下, 目前的渔业管理主要是采用禁渔区、禁渔期、最小网目尺寸等方法来控制捕捞强度^[7]。

迄今为止, 对东海带鱼的研究多集中在年龄与生长^[5]、亲体补充量关系^[4, 8]、食性和营养结

构^[9-10]等方面; 王跃中等^[11-12]综合分析了环境、气候因素及捕捞努力量对渔获量的影响; 曹少鹏等^[13]基于单位补充量产量(yield per recruit, YPR)模型研究了不同初次捕捞年龄对 $F_{0.1}$ 与 F_{max} 的影响; 凌建忠等^[1]应用 Beverton-Holt 模型分析了资源利用状况并认为应将初次捕捞年龄提高至 1 龄; Wang 等^[6]使用两个软件对东海带鱼产量以及单位捕捞努力量渔获量(catch per unit effort, CPUE)数据进行分析, 得到的最大持续产量(maximum sustainable yield, MSY)为 7.12×10^5 t, 但以上研究未充分考虑资源评估中存在的诸多不确定性。要得到可靠的评估结果以及进行渔业风险评估, 就需要综合考虑资源评估中的诸多不确定性。为此, 本研究将贝叶斯状态空间建模方法^[14]应用于东海带鱼的资源评估, 利用马尔可夫链蒙特卡罗(Markov chain monte carlo, MCMC)模拟得

收稿日期: 2014-12-25; 修订日期: 2015-02-18.

基金项目: 农业部财政专项(NFZX2013); 农业部海洋渔业资源调查与探捕(近海)项目(2014CB441505); 中央级公益性科研院所基本科研业务费专项资金(中国水产科学研究院南海水产研究所)资助项目(2014TS23).

作者简介: 张魁(1987-), 男, 博士, 助理研究员, 从事渔业资源评估方面的研究. E-mail: nedvedkui@163.com

通信作者: 陈作志(1978-), 男, 副研究员, 从事渔业资源评估和渔业资源生态学的研究. E-mail: zzchen2000@163.com

到参数(如内禀增长率等)的后验分布, 并对 MSY 及其相关生物学参考点的不确定性进行分析, 以为合理利用和管理东海带鱼资源提供科学依据。建模和数据分析在 WINBUGS 1.4.3^[15]和 R 语言中完成。

1 材料与方 法

1.1 数据

1990—2003 年的产量和 CPUE 数据来自东海带鱼资源动态监测系统(由浙江省海洋水产研究

所实施)^[2], CPUE 数据为东海区海洋机动渔船(包含拖网、帆张网等作业方式)的带鱼 CPUE。Wang 等^[6]使用两种软件对以上数据进行了分析, 得到种群参数(内禀增长率 r 和环境容量 K)的估计值作为本研究的先验信息。2004—2012 年的产量数据来自《中国渔业统计年鉴》。产量在 1990—1995 年快速增加了一倍多, 由于 1995 年伏季休渔政策的实施^[2]之后几年产量较 1995 年低, 2000 年开始东海带鱼产量下降趋势明显。CPUE 趋势与对应年份的产量数据基本同步(图 1)。

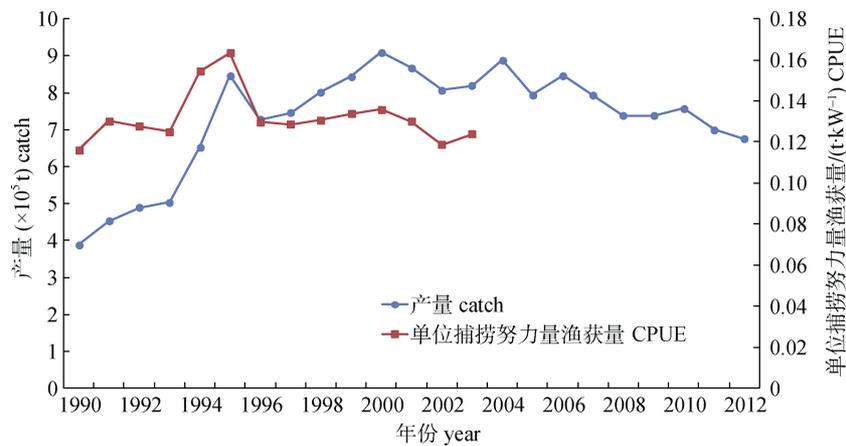


图 1 东海带鱼年产量以及单位捕捞努力量渔获量 CPUE 数据
Fig.1 Statistics of catch and CPUE for the hairtail in the East China Sea

1.2 贝叶斯状态空间建模

状态空间模型描述了两个相关过程的时间动态: 一是用于描述不可观测种群动态(生物量、丰度)的状态过程; 二是基于种群特定调查数据的观测过程^[16]。由于统计变异引起的状态过程中的误差被称为过程误差, 而观测过程中的误差是由于测量误差和数据中的时间变异^[17]。研究中同时考虑了过程误差、观测误差和先验信息, 模型包含了以下概率密度函数:

$$g_t(B_t | B_{t-1}, \Theta) \quad \text{状态过程} \quad (1a)$$

$$g_0(B_0, \Theta) \quad \text{初始化过程} \quad (1b)$$

$$f(I_t | B_t, \Theta) \quad \text{观测过程} \quad (1c)$$

其中 B_t 为 t 年的生物量; I_t 为资源丰度相对指数; Θ 为模型中的参数向量。

状态过程定义为以下离散时间形式^[18]:

$$B_t = B_{t-1} + f(B_{t-1}) - C_{t-1} \quad (2)$$

其中 C_t 为 t 年的渔获量; $f(B_{t-1})$ 使用 Pella-Tomlinson(P-T)形式的剩余产量模型^[18]:

$$f(B_{t-1}) = rB_{t-1} \left(1 - \left(\frac{B_{t-1}}{K}\right)^z\right) \quad (3)$$

式中, r 为内禀增长率; K 为环境容量; 指数 z 反映了不对称程度, 当 $z=1$ 时模型变为 Schaefer 形式^[18]。

为简化公式防止参数混淆, 设置参数 $P_t = B_t/K$ 并代入公式(2)和(3)得到^[18]:

$$P_t = P_{t-1} + rP_{t-1}(1 - P_{t-1}^z) - \frac{C_t}{K} \quad (4)$$

研究中引入的管理参数和生物学参考点: $F_{MSY} = r/((z+1)^{(1/z)})$, $B_{MSY} = K/((z+1)^{(1/z)})$, $MSY = F_{MSY} \times B_{MSY}$, $B_s = B_t/B_{MSY}$, $F_s = F_t/F_{MSY}$, $F_t = C_t/B_{t0}$ 其中 F_{MSY} 为 MSY 水平下的捕捞死亡系数; B_{MSY} 为达到 MSY 时的生物量; F_t 为 t 年的捕捞死亡系数; F_s 和 B_s 分别为捕捞

死亡系数与 F_{MSY} 的比例、生物量与 B_{MSY} 的比例。

剩余产量模型中的过程误差和观测误差一般采取对数正态分布形式^[17, 19], 过程误差 σ 可以表示为 $P_t \sim \text{lognormal}(P_t, \sigma^2)$ 。观测过程中假设资源丰度相对指数与生物量成正比^[19], 即: $I_t = qB_t = qKP_t$, 其中 q 为可捕系数^[18], 观测误差 τ 可以表示为 $I_t \sim \text{lognormal}(I_t, \tau^2)$ 。内禀增长率 r 和环境容量 K 以

Wang 等^[6]的评估结果为先验信息(ASPIC 软件中东海带鱼 r 和 K 的评估结果的 80% bootstrap 置信区间作为对数正态先验分布的 80%置信区间), 无先验信息参数的分布形式依照其他研究^[14, 19]中相同参数的设置(表 1), 4 种方案中第 1 年的 P 值均采用无先验信息的均匀分布, 取值为 0.01~1。文中对数先验分布均为以自然对数 e 为底。

表 1 贝叶斯状态空间模型中各参数的先验概率密度函数

Tab. 1 Summary of prior probability density functions used for the parameters in the Bayesian state-space model

参数 parameter	先验分布 prior distribution	80%置信区间 80% percentiles
内禀增长率 intrinsic growth rate, r	对数正态分布 Lognormal(-1.475, 2.837)	(0.107, 0.489)
环境容量 carrying capacity, K	对数正态分布 Lognormal(4.3, 2.827)	(34.6 157.8)
可捕系数 catchability coefficient, q	逆伽马分布 Inverse-gamma(0.001, 0.001)	无先验信息 no prior information
形状参数 shape parameter, z	均匀分布 Uniform(1, 5)	无先验信息 no prior information
过程误差方差 process error variance, σ^2	逆伽马分布 Inverse-gamma(0.001, 0.001)	无先验信息 no prior information
观测误差方差 observation error variance, τ^2	逆伽马分布 Inverse-gamma(0.001, 0.001)	无先验信息 no prior information

1.3 收敛性判断

不易判断是否收敛是 MCMC 模拟的危险之一^[20]。研究中设置两种不同的初始化过程(即两条不同初始值的 MCMC 链), 两种方法判断是否收敛: 一是两条链中的同一参数得到相同的目标分布^[20], 二是根据 Gelman 等^[21]的方法, 假设 J 条不同初始值得到的 MCMC 链, 每条链包括 y (参数数目)个长度为 G 的向量。对任意参数 θ 计算链内平均方差, 即:

$$W = \frac{1}{J(G-1)} \sum_{j=1}^J \sum_{g=1}^G (\theta_{gj} - \bar{\theta}_j)^2 \quad (5)$$

其中 θ_{gj} 为第 j 个序列中参数 θ 的第 g 个估计, $\bar{\theta}_j$ 是第 j 个序列的平均估计。链间方差为

$$B = \frac{1}{G(J-1)} \sum_{j=1}^J \left(\sum_{g=1}^G \theta_{gj} - \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \sum_{g=1}^G \theta_{gj} \right)^2 \quad (6)$$

判断是否收敛的关键参数为:

$$R = \sqrt{\frac{1}{G} \left(G-1 + \frac{B}{W} \right)} \quad (7)$$

当链内链间方差接近时 R 趋近于 1, 当 R 小于 1.2 时认为收敛^[22]。如果在某个序列内存在强烈的自相关, R 可能会落在可以接受为收敛的范围内而被误判^[20], 因此研究中对各参数的自相关程度进行检验, 在 R 小于 1.2 并且自相关系数稳

定到零值时认为收敛。

1.4 敏感性分析

通过改变参数 r 、 K 、 z 的先验分布产生了 4 种模型的变体进行分析和比较: (1) $z > 1$, r 、 K 均采用有先验信息的基础方案(表 1); (2) $z = 1$ (状态过程使用 Schaefer 模型), 其他设置同基础方案; (3)采用无先验信息的 K 服从均匀分布(10, 300), 其他设置同基础方案; (4)无先验信息的 r 服从均匀分布(0.01, 1.5), 其他设置同基础方案。这种设置保证了每种模型都包含至少一个有先验信息的参数, 用以分析贝叶斯模型的敏感性^[14, 19]。

1.5 模型选择

偏差信息准则(deviance information criterion, DIC)利用后验分布的偏差作为贝叶斯模型的选择标准, 比起赤池信息量准则(Akaike information criterion, AIC)和贝叶斯信息量准则(Bayesian information criterion, BIC), 它能更有效地应用于层次模型^[23]。

$$DIC = D(\Theta) + p_D \quad (8)$$

$$D(\Theta) = -2 \lg[f(I_t | B_t, \Theta)] + 2 \lg[r(I_t | B_t)] \quad (9)$$

其中, $f(I_t | B_t, \Theta)$ 为观测过程模型, $r(I_t | B_t)$ 为修正项。

模型的复杂程度可以用偏差的后验均值与后

验均值的偏差之间的差异表示:

$$p_D = \overline{D(\Theta)} - D(\bar{\Theta}) \quad (10)$$

DIC 值越小, 表明模型评估效果越好。

1.6 模拟过程

将 1990—2003 年的产量和 CPUE 数据代入模型, 基于 300000 次 MCMC 迭代计算各参数以及 MSY 等管理指标的后验概率分布, 剔除前 50000 次后, 从余下结果中每隔 25 组值进行取样, 共得到 10000 次迭代结果。基于以上模型参数结果, 将 2004—2012 年产量数据带入模型中, 评估得到这 9 年的生物量以及捕捞死亡系数等。文中 K 、MSY 以及生物量的单位均为 10^5 t。模型 1 的 WINBUGS 程序见附录 1。

2 结果与分析

2.1 模型选择与参数后验分布

4 种模型的 DIC 值相差不大(幅度 5.4); 3 种 P-T 模型 1、3 和 4 虽然比模型 2 多了一个评估参数 z , 但依然得到了较小的 DIC 值; 模型 1 得到了最小的 DIC 值(-95.9), 为 4 种贝叶斯模型中的最优评估模型(表 2)。

使用有先验信息 r 、无先验信息 K 的模型 3 得到了最小的 r (中值 0.220)和最大的 K (中值 108.0) 后验分布值, 而使用有先验信息 K 、无先验信息 r 的模型 4 得到了最小的 K (中值 74.5)和最大的 r (中值 0.345) 后验分布值; 4 个模型评估的观测误差(中值在 $2.91 \times 10^{-3} \sim 2.99 \times 10^{-3}$)与过程误差(中值在 $3.51 \times 10^{-3} \sim 3.63 \times 10^{-3}$) 差异并不显著; 最优评估模型 1 得到了最保守的 MSY(中值为 7.55)而使用 r 均匀分布的模型 4 得到了最大的 MSY(中值 8.61)、最低的生物量指标(B_{MSY} 、 B_{1990} 、 B_{2003} 和 B_{2012})以及最高的 F_{MSY} 等(表 2)。

2.2 敏感性分析

3 种 P-T 模型中, 使用无先验信息 r 的模型 4 得到的 r 后验分布与使用有先验信息 r 的模型 1 和 3 的结果相差较大; 使用无先验信息 K 的模型 3 得到的 K 后验分布与使用有先验信息 K 的模型 1 和 4 的结果相差较大, 这说明数据对参数 r 、 K 的先验分布类型比较敏感。对 3 种 P-T 模型中参

数 r 、 K 的后验分布做对数处理并进行 Kolmogorov-Smirnov 正态性检验, 结果显示 P 值均小于 0.05, r 、 K 的后验分布都不服从对数正态分布, 说明两个参数的先验分布和后验分布都相差较大, 表明本研究的数据给贝叶斯分析带来了足够的信息。

未使用先验信息 K 的模型 3 比未使用先验信息 r 的模型 4 对可捕系数 q 后验概率密度分布的影响大; 模型 3 和 4 得到的 MSY 后验概率密度分布较为接近而模型 1 与它们相差较大; 3 种 P-T 模型 B_{MSY} 的趋势与环境容量 K 一致而 F_{MSY} 的趋势与内禀增长率 r 一致(图 2)。

2.3 收敛判断与相关性

任何基于 MCMC 的推断都是在假定马尔科夫链达到稳定状态(收敛)的情况下进行的, 因此, 判断参数链是否收敛是研究的必要步骤^[20, 21]。对最优模型 1 进行收敛性判断, 通过改变初始化过程中参数初始值的设定, 研究中得到了两条不同的 MCMC 链。两条链同一参数都分别得到了相同的目标分布类型(图 3); 对判断收敛的关键参数 R 值^[21]进行计算, 模型 1 中 6 个参数(r 、 K 、 q 、 z 、 τ 、 σ)的 R 值分别为 1.092、1.146、1.152、1.112、1.032 和 1.039, 均小于 1.2; 对各参数的自相关程度进行检验, r 、 z 、 τ 和 σ 的自相关函数值很快达到零值而 K 和 q 较快达到零值(图 4)。综上所述, 模型 1 的各参数 MCMC 链都已达到收敛。

利用剩余产量模型中参数(K 与 r 、 K 与 q 、 B_{2002} 与 B_{2003} 、 B_{2002}/K 与 B_{2003}/K) 的联合后验分布(图 5) 对参数的相关性进行分析。结果表明, 模型 1 中 K 与 r 、 K 与 q 无明显相关性, 2002 年与 2003 年的生物量具有明显的相关性但是在同时除以 K 的情况下相关性得到一定程度的弱化。

2.4 生物学参考点

MSY 及其相关生物学参考点已经被很多渔业组织作为主要的管理目标^[24]。基于模型 1 中各参数的后验分布, 对带鱼群体 MSY、 B_{MSY} 以及 F_{MSY} 的不确定性进行评估(图 6)。从 1995 年开始带鱼产量一直在 MSY 之上, 2010 年以后产量有所下降, 但仍在 MSY 附近; 评估的资源量从 1995

表 2 4 种贝叶斯模型的参数以及管理指标的后验分布均值和百分位数

Tab. 2 Summary of posterior means and percentiles for model parameters and management indexes derived from four Bayesian models

参数 parameter	平均值 mean	标准差 SD	百分位数 percentile		
			2.5%	中值 median	97.5%
(a)模型 1($z>1$, r 、 K 均为有先验信息的对数正态分布); DIC=-95.9					
r	0.266	0.110	0.109	0.247	0.539
K	91.7	35.9	44.7	84.1	184.0
q	2.28×10^{-3}	9.12×10^{-4}	8.52×10^{-4}	2.18×10^{-3}	4.39×10^{-3}
z	3.00	1.13	1.14	2.97	4.89
τ^2	3.68×10^{-3}	3.05×10^{-3}	4.92×10^{-4}	2.91×10^{-3}	1.15×10^{-4}
σ^2	4.55×10^{-3}	4.05×10^{-3}	5.16×10^{-4}	3.51×10^{-3}	1.45×10^{-4}
MSY	8.48	3.30	5.10	7.55	17.32
F_{MSY}	0.163	0.061	0.068	0.154	0.306
B_{MSY}	56.6	22.0	27.8	51.6	113.5
B_{1990}	61.2	29.0	26.0	54.1	139.3
B_{2003}	64.5	30.6	27.5	56.8	147.2
B_{2012}	64.4	35.7	9.3	58.0	155.0
(b)模型 2($z=1$, r 、 K 均为有先验信息的对数正态分布); DIC=-90.5					
r	0.384	0.168	0.138	0.344	0.782
K	111.9	45.7	50.9	102.4	222.0
q	2.18×10^{-3}	9.93×10^{-4}	7.62×10^{-4}	2.02×10^{-3}	4.68×10^{-3}
τ^2	3.75×10^{-3}	3.11×10^{-3}	5.02×10^{-4}	2.96×10^{-3}	1.19×10^{-2}
σ^2	4.72×10^{-3}	4.23×10^{-3}	5.27×10^{-4}	3.56×10^{-3}	1.60×10^{-2}
MSY	9.70	4.22	5.26	8.50	20.78
F_{MSY}	0.192	0.084	0.069	0.177	0.391
B_{MSY}	56.0	22.9	25.5	51.2	111.0
B_{1990}	67.0	35.1	24.5	58.2	157.0
B_{2003}	70.2	36.6	25.9	61.1	163.8
B_{2012}	67.2	41.8	4.5	59.9	168.9
(c)模型 3($z>1$, r 为有先验信息的对数正态分布, K 为无先验信息的均匀分布); DIC=-93.8					
r	0.240	0.105	0.097	0.220	0.507
K	112.3	41.1	46.9	108.0	192.1
q	2.11×10^{-3}	1.01×10^{-3}	8.02×10^{-4}	1.91×10^{-3}	4.48×10^{-3}
z	2.93	1.12	1.11	2.88	4.88
τ^2	3.77×10^{-3}	3.19×10^{-3}	5.03×10^{-4}	2.97×10^{-3}	1.18×10^{-2}
σ^2	4.75×10^{-3}	4.19×10^{-3}	5.44×10^{-4}	3.63×10^{-3}	1.54×10^{-2}
MSY	9.29	3.70	5.12	8.22	18.99
F_{MSY}	0.147	0.060	0.063	0.136	0.290
B_{MSY}	69.0	25.4	29.6	65.8	121.8
B_{1990}	69.5	33.5	25.5	61.3	147.6
B_{2003}	73.3	35.5	26.6	64.6	156.0
B_{2012}	73.6	42.5	2.7	66.8	166.9
(d)模型 4($z>1$, K 为有先验信息的对数正态分布, r 为无先验信息的均匀分布); DIC=-91.4					
r	0.394	0.226	0.108	0.345	0.979
K	85.1	41.2	37.3	74.5	195.5
q	2.55×10^{-3}	1.12×10^{-3}	8.77×10^{-4}	2.39×10^{-3}	5.17×10^{-3}
z	2.56	1.14	1.05	2.35	4.82
τ^2	3.94×10^{-3}	3.45×10^{-3}	4.99×10^{-4}	2.99×10^{-3}	1.28×10^{-2}
σ^2	4.68×10^{-3}	4.12×10^{-3}	5.52×10^{-4}	3.59×10^{-3}	1.51×10^{-2}
MSY	10.15	5.31	5.36	8.61	24.61
F_{MSY}	0.229	0.116	0.068	0.206	0.523
B_{MSY}	50.9	25.3	21.8	44.3	117.6
B_{1990}	56.4	29.9	22.0	48.7	135.9
B_{2003}	60.0	31.9	23.5	52.0	142.3
B_{2012}	61.3	35.6	9.8	53.9	152.4

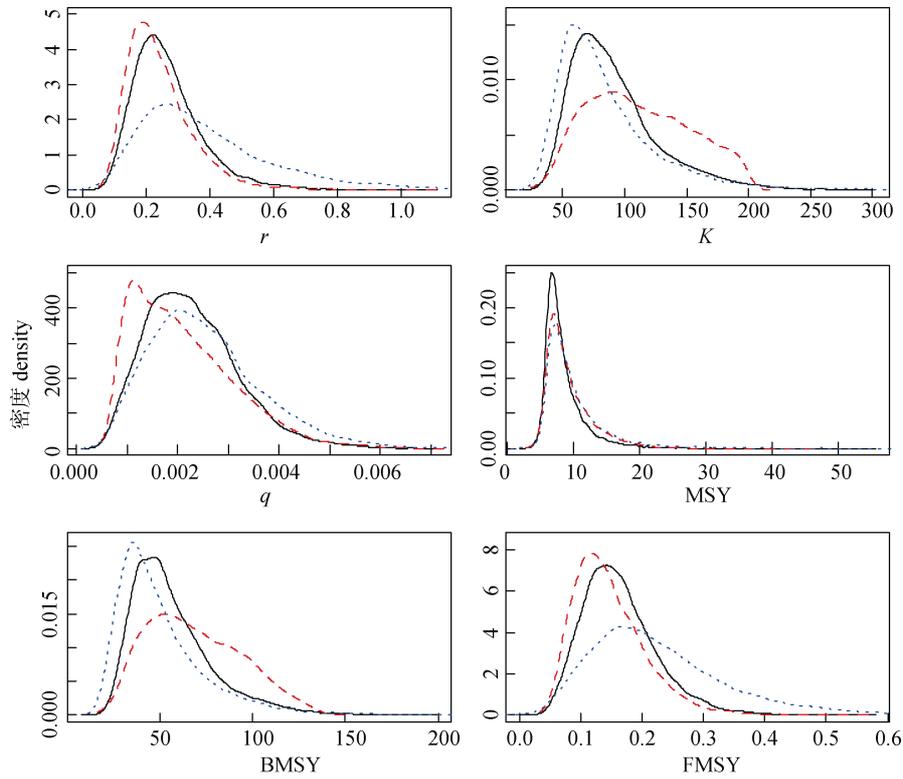


图 2 3 种 P-T 模型 1(实线)、模型 3(短线虚线)和模型 4(点虚线)参数 r 、 K 、 q 以及 MSY 、 B_{MSY} 、 F_{MSY} 的后验概率密度分布

Fig. 2 Likelihood density estimates of the posterior distributions for r , K , q , MSY , B_{MSY} and F_{MSY} derived from three Pella-Tomlinson models 1 (solid line), model 2 (dashed line) and model 3 (dotted line)

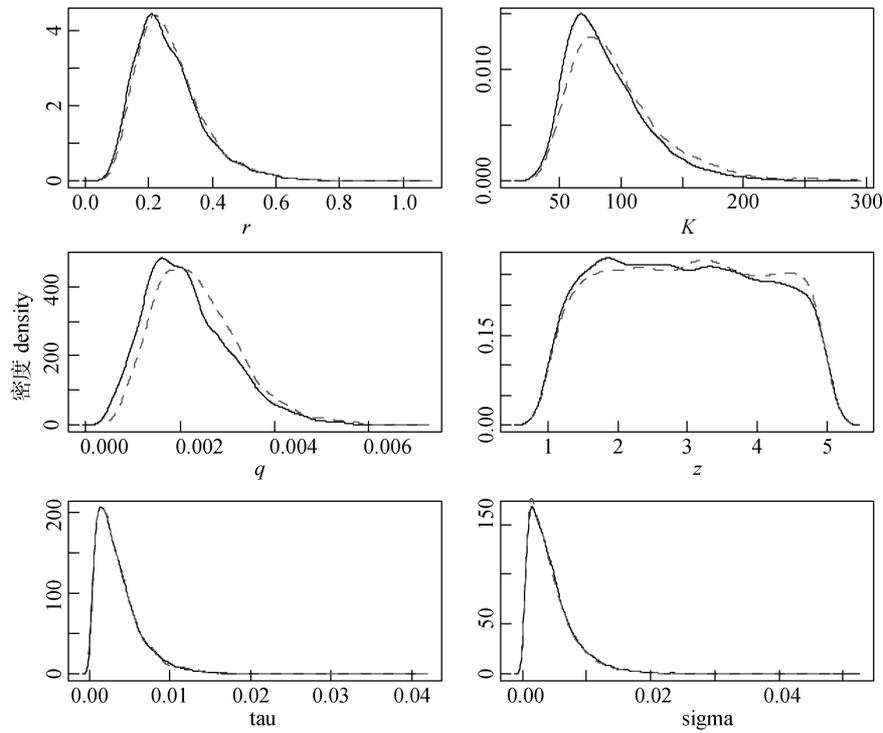


图 3 模型 1 在不同初始条件下得到的 2 条 MCMC 链中 6 个参数的后验概率密度分布

Fig. 3 Likelihood density estimates of the posterior distributions for six parameters of model 1 in two MCMC chains under different initial conditions

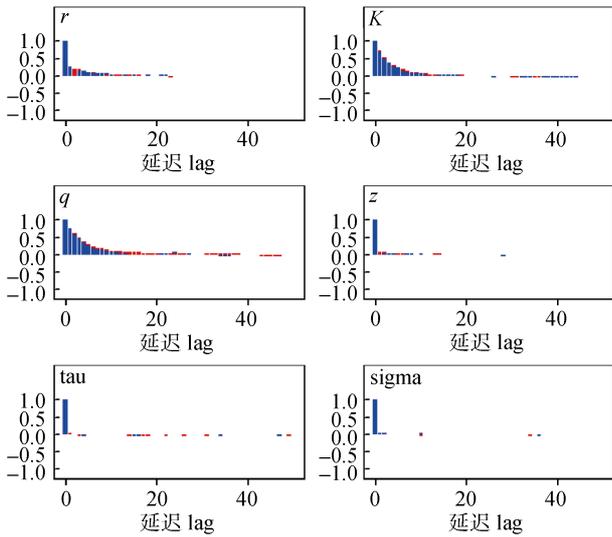


图 4 模型 1 在不同初始条件下得到的 2 条 MCMC 链中 6 个参数的自相关函数

Fig. 4 The autocorrelation function for six parameters of model 1 in two MCMC chains under different initial conditions

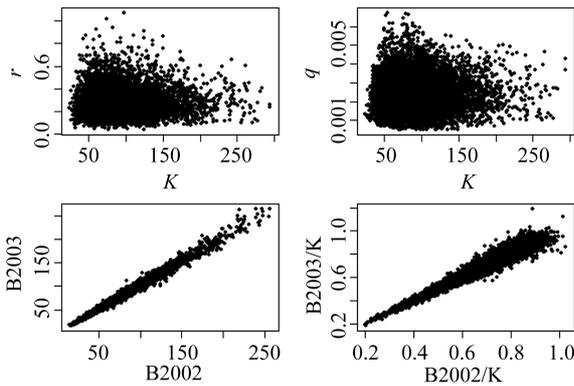


图 5 模型 1 中参数 (K, r) 、 (K, q) 、 (B_{1990}, B_{1991}) 和 $(B_{1990}/K, B_{1991}/K)$ 的联合后验分布

Fig. 5 Scatter plots of samples from the posterior distribution of (K, r) 、 (K, q) 、 (B_{1990}, B_{1991}) and $(B_{1990}/K, B_{1991}/K)$ from model 1

年开始有所下降, 2002 年开始一直稳定在 $1.2B_{MSY}$ 左右; 评估的捕捞死亡系数从 1990 年开始一直上升到 F_{MSY} 以上, 2006 年以后才有所下降。结果显示, 东海带鱼在 1995—2010 年处于过度捕捞状态 (MSY 超标), 在 2000—2006 年情况比较严重 (捕捞死亡系数超标)。2012 年东海带鱼群体产量与 MSY 、资源量与 B_{MSY} 、捕捞死亡系数与 F_{MSY} 的比值分别为 0.90 (95% 置信区间为 0.39~1.33), 1.22 (95% 置信区间为 0.20~1.60), 0.74 (95% 置信区间为 0.23~1.98), 表明目前的资源状态较好。

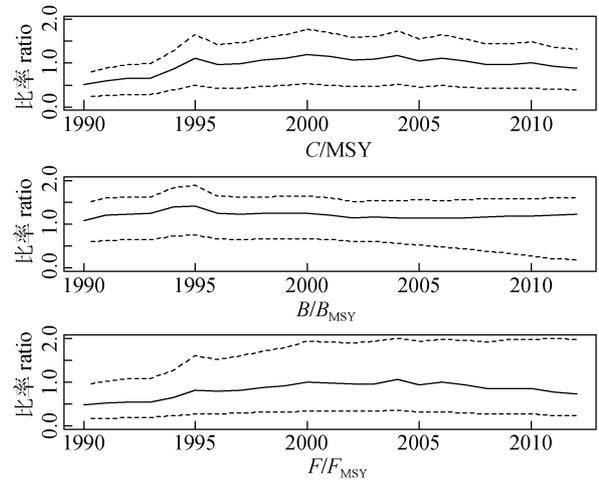


图 6 评估的 1990—2012 年东海带鱼群体产量 (C) 与 MSY 、资源量 (B) 与 B_{MSY} 、捕捞死亡系数 (F) 与 F_{MSY} 的比值 (实线) 虚线为 95% 置信区间。

Fig. 6 Estimated trajectories of ratios of catch (C) against MSY , fishing mortality coefficient (F) against F_{MSY} , biomass (B) against B_{MSY} for the hairtail stock in the East China Sea. The dashed lines are drawn at the 2.5% and 97.5% percentiles.

3 讨论

3.1 贝叶斯方法

贝叶斯方法将经验信息与似然函数结合在一起, 得到模型参数的后验分布, 在进行统计推断时可以将第一类和第二类错误所造成的损失考虑在内, 同时多余的参数可以直接在后验密度中被积分掉, 因而可以得到比传统分析方法更为精确的结果。由于渔业调查和统计数据的不可重复性以及环境等因素影响, 渔业决策中往往存在各种不确定性, 贝叶斯方法充分考虑了评估模型以及参数的不确定性^[19], 是拟合非线性状态空间模型最普遍的方法^[14], 近年来在渔业资源评估中受到越来越广泛的应用。但其估计的后验分布通常比较复杂, 不能直接对状态向量和各个参数进行估计, 而 MCMC 方法的出现解决了这一困难, 使得贝叶斯方法得到了更加广泛的应用^[25-26]。MCMC 模拟不像 Bootstrapping 方法抽样是独立的^[27], 因此需要进行足够长的迭代以获得一个充分代表目标分布的序列^[20], 本研究中设置的 MCMC 迭代次数为 300000 次^[28], 去除预烧后每隔 25 组抽样以减弱参数的自相关效应。MCMC 模拟的关键之

一是确定链是否收敛,对于多参数的模型来说并没有特定的终止规则^[20],因此文中结合了直观和量化两种方法进行判断,两种方法都认为模型 1 的各参数链收敛。

贝叶斯方法中另一个关键问题是参数先验分布的设定,因为先验概率分布对后验概率分布有着至关重要影响,如果所用的数据不是有信息的,那么后验概率的估算结果可能完全由先验概率主导和控制^[20, 29-30]。本研究中的 r 、 K 根据已有的研究结果^[6]进行了先验分布设定,有先验信息设定为对数正态分布而无先验信息设定为均匀分布^[28]。结果显示,使用无先验信息 r 、 K 的模型与有先验信息的模型得到的输出结果差别较大,表明资源评估的结果对模型参数的先验分布可能比较敏感。3 种 P-T 模型 r 、 K 的后验分布类型不完全相同,说明本研究的数据下 r 、 K 不完全服从假设的分布类型。参数 r 、 K 的后验分布与先验分布类型相差较大,这表明与先验分布相比,数据对参数 r 和 K 的后验概率分布产生了较大影响,研究数据为贝叶斯分析提供了足够的信息。3 种 P-T 模型 B_{MSY} 的趋势与环境容量 K 一致而 F_{MSY} 的趋势与内禀增长率 r 一致是由于模型的假设 $F_{MSY}=r/[(z+1)^{(1/z)}]$ 和 $B_{MSY}=K/[(z+1)^{(1/z)}]$ 导致。

3.2 剩余产量模型

剩余产量模型由用于人口和生物种群增长的逻辑斯谛曲线发展而来,它将群体的补充、生长和死亡综合为一个单变量进行分析,认为当渔获量等于资源群体的剩余产量时该群体将可持续发展下去^[31]。由于数据需求较少以及可以提供生物学参考点等管理指标,剩余产量模型被广泛应用于当前的渔业资源评估与管理,尤其是年龄组成资料不易得到的渔业^[32]。它在中国近海渔业中应用较多^[6, 31, 33-35],但考虑不确定性分析的研究^[34-35]相对较少,李纲等^[34]和李九奇等^[35]基于贝叶斯方法分别对东、黄海鲈以及东海小黄鱼进行了资源评估,在研究中未同时考虑观测误差和过程误差的不确定性,而是以固定值代替。

P-T 形式的剩余产量模型是 Schaefer 和 Fox 模型的通用形式,但由于形状参数 z 的不确定性

容易导致评估失败^[31],随着计算机技术的发展和 MCMC 等方法的应用,P-T 模型逐渐得以应用^[28]。李九奇等^[35]同样采用 P-T 形式的产量模型,但未考虑形状参数的不确定性而是设置为 1,因此评估结果存在风险。本研究在考虑种群参数(K 、 q 、 r)的同时,增加了两个误差参数(σ 、 τ)以及形状参数 z 的不确定性分析。虽然 P-T 模型比 Schaefer 模型多了一个评估参数 z ,增加了 DIC 中的模型复杂度,但是依然得到了较小的 DIC 值,研究认为,形状参数 z 为 2.97(95%置信区间 1.14~4.89)的 P-T 剩余产量模型为东海带鱼的最优评估模型。

参数的相关性是产量模型分析中存在的重要问题之一,这种相关会导致参数估计的偏差。环境容量 K 衡量生物量序列,因此与可捕系数 q 具有一定的相关性; K 和 r 之间同样具有相关性,因为通常大的群体具有较低生产力(高 K 值、低 r 值)而小的群体具有较高生产力(低 K 值、高 r 值);另外,生物量序列之间存在着高度的相关性^[14]。文中相关性结果(图 5)认为 K 与 r 、 K 与 q 无明显相关性,生物量之间的相关性可以通过公式(4)重参数化减弱,但生物量的结果仍可能会存在一定的偏差。剩余产量模型在评估过程中未考虑研究对象的生物学特性,导致评估结果缺乏相应的生物学解释,也无法反映环境因子对鱼类种群动态的影响^[18, 31]。而结合贝叶斯方法的空间状态模型充分考虑到了种群参数、观测误差以及由环境导致的过程误差的不确定性,可以有效地减弱剩余产量模型中忽视环境变化带来的风险,并能够更精确地评估数据相对缺乏的渔业。同时,这种方法还可以避免实际种群分析(virtual population analysis, VPA)中的回顾性问题(retrospective problem, RP)^[36]。

3.3 东海带鱼生物学参考点

生物学参考点是渔业资源管理的重要依据之一,它是从生物学角度为某一管理目标而设置的一个参考值,可以用来判断渔业资源的捕捞状态^[37]。目前的东海带鱼渔业管理措施仅限于采用禁渔区、禁渔期、最小网目尺寸等方法,这些方法难

以保证带鱼渔业的可持续利用, 因此需要结合生物学参考点的评估结果来制定合理的捕捞策略。然而, 生物学参考点评估过程中存在着许多不确定性, 尤其是初始生物量^[37], 本研究在评估过程中充分考虑到了初始年份 1990 年生物量的不确定性(即 $P_1=B_1/K$)。评估得到的东海带鱼 MSY 为 7.55×10^5 t, 95%置信区间为 $(5.10, 17.32) \times 10^5$ t, 与 Wang 等^[6]、徐汉祥等^[7-8]利用产量模型、Ricker 和 B-H 繁殖模型评估的结果一致。产量在 1995—2010 年超过了评估的 MSY, 为过度捕捞状态; 评估的捕捞死亡系数在 2000—2006 年超过了 F_{MSY} , 说明这 7 年过度捕捞现象比较严重; 但从资源量的评估结果看, 1990—2012 年东海带鱼资源量一直在 B_{MSY} 之上。

本研究中的评估结果仍存在一定的风险, 参数评估使用的是 1990—2003 年的产量和 CPUE 数据, 其结果只能代表这段时间的信息, 由于这段时间东海带鱼的产量处于高位并且其渔获量同时受到陆地降水、季风风速、海表水温和热带气旋等气候因素影响^[12], 因此文中在评估 2004—2012 年的资源量和捕捞死亡系数时有一定的偏差。另外, Watson 等^[38]认为中国渔业产量统计数据较真实值高, 徐汉祥等^[7]认为 1994—2003 年东海带鱼的年渔获量统计值偏大, 这会导致某些评估结果如 MSY、 B_{MSY} 等偏大。针对这一情况, 笔者下一步的工作将寻求基于贝叶斯状态空间建模方法的产量数据修正模型, 以期对东海带鱼的可持续利用提供科学依据。

参考文献:

- [1] Ling J Z, Li S F, Yan L P, et al. Utilization and management of *Trichiurus japonicus* resources in East China Sea based on Beverton-Holt model[J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2008, 19(1): 178-182. [凌建忠, 李圣法, 严利平, 等. 基于 Beverton-Holt 模型的东海带鱼资源利用与管理[J]. 应用生态学报, 2008, 19(1): 178-182.]
- [2] Wang Y. The resource evaluation of *Trichiurus Japonicus* on East China Sea in summer close season[D]. Zhoushan: Zhejiang Ocean University, 2010: 1-51. [王焱. 伏季休渔条件下东海带鱼资源评估[D]. 舟山: 浙江海洋学院, 2010: 1-51.]
- [3] Ling J Z, Yan L P, Lin L S, et al. Reasonable utilization of hairtail *Trichiurus japonicus* resource in the East China Sea based on its fecundity[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2005, 12(6): 726-730. [凌建忠, 严利平, 林龙山, 等. 东海带鱼繁殖力及其资源的合理利用[J]. 中国水产科学, 2005, 12(6): 726-730.]
- [4] Xu H X, Liu Z F, Zhou Y D. Variation of *Trichiurus haumela* productivity and recruitment in the East China Sea[J]. Journal of Fisheries of China, 2003, 27(4): 322-327. [徐汉祥, 刘子藩, 周永东. 东海带鱼生殖和补充特征的变动[J]. 水产学报, 2003, 27(4): 322-327.]
- [5] Yan L P, Hu F, Li J S, et al. Age and growth of *Trichiurus haumela* in the East China Sea[J]. Marine Fisheries, 2005, 27(2): 139-142. [严利平, 胡芬, 李建生, 等. 东海带鱼年龄与生长的研究[J]. 海洋渔业, 2005, 27(2): 139-142.]
- [6] Wang Y, Liu Q. Applications of CEDA and ASPIC computer packages to the hairtail (*Trichiurus japonicus*) fishery in the East China Sea[J]. Chin J Oceanol Limnol, 2013, 31(1): 92-96.
- [7] Xu H X, Liu Z F, Zhou Y D. A elementary study on quota catch of hairtail, *Trichiurus haumela* in the East China Sea[J]. Journal of Zhejiang Ocean University: Nature Science, 2003, 22(1): 1-6. [徐汉祥, 刘子藩, 周永东. 东海区带鱼限额捕捞的初步研究[J]. 浙江海洋学院学报: 自然科学版, 2003, 22(1): 1-6.]
- [8] Xu H X, Liu Z F, Zhou Y D, et al. The relation between parents and recruitment of hairtail on status of summer closed fishing in East China Sea[J]. Fishery Modernization, 2011, 38(1): 64-69. [徐汉祥, 刘子藩, 周永东, 等. 伏季休渔条件下东海带鱼的亲体和补充量关系[J]. 渔业现代化, 2011, 38(1): 64-69.]
- [9] Lin L, Zhang H, Li H, et al. Study on seasonal variation of feeding habit of hairtail (*Trichiurus japonicus*) in the East China Sea[J]. J Ocean Univ Chin, 2006, 36(6): 932-936.
- [10] Liu Y, Cheng J H, Chen Y. A spatial analysis of trophic composition: a case study of hairtail (*Trichiurus japonicus*) in the East China Sea[J]. Hydrobiologia, 2009, 632(1): 79-90.
- [11] Wang Y Z, Qiu Y S. An analysis of interannual variations of hairtail catches in East China Sea[J]. South China Fisheries Science, 2006, 2(3): 16-24. [王跃中, 邱永松. 东海带鱼渔获量变动原因分析[J]. 南方水产, 2006, 2(3): 16-24.]
- [12] Wang Y Z, Jia X P, Lin Z J, et al. Responses of *Trichiurus japonicus* catches to fishing and climate variability in the East China Sea[J]. Journal of Fisheries of China, 2011, 35(12): 1881-1889. [王跃中, 贾晓平, 林昭进, 等. 东海带鱼渔获量对捕捞压力和气候变动的响应[J]. 水产学报,

- 2011, 35(12): 1881–1889.]
- [13] Cao S P, Liu Q. Stock assessment of the hairtail (*Trichiurus haumela*) fishery in the East China Sea by incorporating uncertainty into the estimation of the biological reference points $F_{0.1}$ and F_{max} [J]. South China Fisheries Science, 2007, 3(2): 42–48. [曹少鹏, 刘群. 把不确定性引入生物学参考点 $F_{0.1}$ 和 F_{max} 的估计以评估东海带鱼渔业资源[J]. 南方水产, 2007, 3(2): 42–48.]
- [14] Millar R B, Meyer R. Nonlinear state space modelling of fisheries biomass dynamics by using Metropolis-Hastings within-Gibbs sampling[J]. Appl Stat, 2000, 49: 327–342.
- [15] Lunn D J, Thomas A, Best N, et al. WinBUGS -- a Bayesian modelling framework: concepts, structure, and extensibility[J]. Stat Comput, 2000, 10: 325–337.
- [16] Buckland S T, Newman K B, Thomas L, et al. State-space models for the dynamics of wild animal populations[J]. Ecol Model, 2004, 171(1–2): 157–175.
- [17] Punt A E. Extending production models to include process error in the population dynamics[J]. Can J Fish Aquat Sci, 2003, 60: 1217–1228.
- [18] Hilborn R, Walters C J. Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty[M]. New York: Chapman and Hall, 1992: 1–585.
- [19] Meyer R, Millar R B. BUGS in Bayesian stock assessments[J]. Can J Fish Aquat Sci, 1999, 56: 1078–1086.
- [20] Clark J S. Models for Ecological Data: an introduction[M]. Princeton: Princeton University Press, 2007: 1–632.
- [21] Gelman A, Rubin D B. Inference from iterative simulations using multiple sequences[J]. Stat Sci, 1992, 7: 457–511.
- [22] Gelman A, Carlin J B, Stern H S, et al. Bayesian data analysis[M]. New York: Chapman and Hall, 1995.
- [23] Spiegelhalter D J, Best N G, Carlin B P, et al. Bayesian measures of model complexity and fit (with discussion)[J]. J R Stat Soc B, 2002(64): 583–640.
- [24] Mesnil B. The hesitant emergence of maximum sustainable yield (MSY) in fisheries policies in Europe[J]. Mar Policy, 2012, 36(2): 473–480.
- [25] New L F. Multi-species state-space modelling of the hen harrier (*Circus cyaneus*) and red grouse (*Lagopus lagopus scoticus*) in Scotland[D]. University of St. Andrews, 2010: 1–231.
- [26] Buckland S T, Newman K B, Thomas L, et al. State-space modelling for the dynamics of wild animal populations[J]. Ecol Model, 2004, 171(1–2): 157–175.
- [27] Haddon M. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries [M]. 2nd Ed. New York: Chapman and Hall, 2011: 1–449.
- [28] Chaloupka M and Balazs G. Using Bayesian state-space modelling to assess the recovery and harvest potential of the Hawaiian green sea turtle stock[J]. Ecol Model, 2007, 205(1–2): 93–109.
- [29] Punt A E, Hilborn R. BAYES-SA bayesian stock assessment methods in fisheries - User's Manual[R]. FAO Computerized Information Series (Fisheries) No.12, Rome, 2001: 1–58.
- [30] Chen X J, Cao J, Liu B L, et al. Stock assessment and management of *Ommartrephes bartramii* by using a Bayesian Schaefer model in the Northwestern Pacific Ocean[J]. Journal of Fisheries of China, 2011, 35(10): 1572–1581. [陈新军, 曹杰, 刘必林, 等. 基于贝叶斯 Schaefer 模型的西北太平洋柔鱼资源评估与管理[J]. 水产学报, 2011, 35(10): 1572–1581.]
- [31] Zhan B Y. Fish stock Assessment[M]. Beijing: China Agriculture Press, 1995: 1–353. [詹秉义. 渔业资源评估[M]. 北京: 中国农业出版社, 1995: 1–353.]
- [32] Guan W J, Tian S Q, Zhu J F, et al. A review of fisheries stock assessment models[J]. Journal of Fishery Sciences of China, 2013, 20(5): 1112–1120. [官文江, 田思泉, 朱江峰, 等. 渔业资源评估模型的研究现状与展望[J]. 中国水产科学, 2013, 20(5): 1112–1120.]
- [33] Zheng X Q, Li G, Chen X J. Application of environmentally dependent surplus production model for *scomber japonicus* in the East China Sea and Yellow Sea[J]. Transactions of Oceanology and Limnology, 2010(3): 41–48. [郑晓琼, 李纲, 陈新军. 基于环境因子的东、黄海鲈鱼剩余产量模型及应用[J]. 海洋湖沼通报, 2010(3): 41–48.]
- [34] Li G, Chen X J, Guan W J. Stock assessment and risk analysis of management strategies for *Scomber japonicus* in the East China Sea and Yellow Sea using a Bayesian approach[J]. Journal of Fisheries of China, 2010, 34(5): 740–750. [李纲, 陈新军, 官文江. 基于贝叶斯方法的东、黄海鲈鱼资源评估及管理策略风险分析[J]. 水产学报, 2010, 34(5): 740–750.]
- [35] Li J Q, Ye C C, Wang W B, et al. A stock assessment of small yellow croaker by Bayes-based Pella-Tomlinson model in the East China Sea[J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2011, 20(6): 873–882. [李九奇, 叶昌臣, 王文波, 等. 基于 Bayes 方法的东海小黄鱼资源评析[J]. 上海海洋大学学报, 2011, 20(6): 873–882.]
- [36] Guan W J, Gao F, Lei L, et al. Retrospective problem in fishery stock assessment[J]. Journal of Shanghai Ocean University, 2012, 21(5): 841–847. [官文江, 高峰, 雷林, 等. 渔业资源评估中的回顾性问题[J]. 上海海洋大学学报, 2012, 21(5): 841–847.]
- [37] Tong Y H, Chen X J, Tian S Q, et al. Theory and application

of biological reference points in fisheries management[J]. Journal of Fisheries of China, 2010, 37(7): 1040–1050. [童玉和, 陈新军, 田思泉, 等. 渔业管理中生物学参考点的

理论及其应用[J]. 水产学报, 2010, 37(7): 1040–1050.] [38] Watson R, Pauly D. Systematic distortions in world fisheries catch trends[J]. Nature, 2001, 414(29): 534–536.

Using Bayesian state-space modelling to assess *Trichiurus japonicus* stock in the East China Sea

ZHANG Kui, CHEN Zuozhi

Key Laboratory of South China Sea Fishery Resources Exploitation & Utilization, Ministry of Agriculture; South China Sea Fisheries Research Institute, Chinese Academy of Fishery Sciences, Guangzhou 510300, China

Abstract: Hairtail (*Trichiurus japonicus*) is one of the most economically important fish species in the East China Sea and supports one of the most valuable fisheries in China. From 1990 to 2012, the total catch for this fishery ranged from 0.39 to 0.91 million tons. However, most studies on this fishery concentrated on feeding habit, variations of catches, trophic composition, and the stock-recruitment relationship. For management, yield per recruit and surplus production models were applied to analyze the data of this fishery and provide a rough MSY estimate of approximately 7.5×10^5 tons. Until now, reports on the use of stock assessment models for this fishery are limited, and no uncertainty assessment has been undertaken. Therefore, Bayesian state-space modelling was applied to the catch and catch per unit effort (CPUE) data for this fishery. A state-space model describes the dynamics of two related processes: the observation process, which is a function of the unobserved state process, and the state process, which describes the unobserved population dynamics in terms of biomass or abundance. In the present study, the Pella–Tomlinson surplus production model was used for the state process. We used Bayesian inference because it can take into account more uncertainties that are linked to parameters. In this study, four models were constructed based on Markov Chain Monte Carlo simulation with a mix of information and non-information priors. Marginal posterior distributions of model parameters, biological reference points (BRPs), and unobserved variables were based on 250000 iterations after discarding the first 50000 burn-in iterations to ensure no persistent initial pathologic behavior. Results showed that the best-fit of the four models was model 1, with lognormal priors for the intrinsic rate of increase r and carrying capacity K based on deviance information criterion. Gelman & Rubin's method was applied for convergence diagnostics, and WINBUGS software computed the results of the autocorrelation diagnostics. The parameters in model 1 were best fit and passed all the diagnostics. The prior distributions had a significant impact on the results of r and K , which indicates that the data are sensitive to the type of prior distributions of r and K . The significant difference between the prior and posterior distributions of r and K indicate that the data provide more information than the prior distribution for Bayesian analysis. BRP results showed that hairtail stock was overfished from 1995 to 2010 (catch over maximum sustainable yield) and faced a serious threat from 2000 to 2006 (fishing mortality coefficient over F_{MSY}). The stock was in a good state in 2012 but required persistent management. Because of possible statistical distortion, the results of MSY and B_{MSY} may be overrated. The estimated results from 2004 to 2012 also have uncertainties, because the hairtail fishery in the East China Sea was also influenced by monsoon, precipitation, and other environmental factors.

Key words: Bayesian state-space model; *Trichiurus japonicas*; stock assessment; Markov Chain Monte Carlo; biological reference point

Corresponding author: CHEN Zuozhi. E-mail: zzchen2000@163.com

附录 1 WINBUGS 程序(模型 1)

Appendix 1 WINBUGS program (model 1)

```

Model 1
{
# Prior for initial population size P[1]
Pi~dunif(0.01, 1)
Pm[1] <- log(Pi)
P[1] ~ dlnorm(Pm[1], isigma)
# SP Model.
for (t in 2: N) {
P[t] ~ dlnorm(Pm[t], isigma)
Pm[t] <- log(max(P[t-1] + r*P[t-1]*(1-pow(P
[t-1], z))- (C[t-1])/K, 0.001))
}
# Observation equations
for (t in 1: N) {
Imed[t] <- log(q*K * P[t])
I[t] ~ dlnorm(Imed[t], itau)
}
# Prior for intrinsic rate of increase r
r~dlnorm(-1.475, 2.837)
# prior distribution of K
K~dlnorm(4.3, 2.827)
# prior distribution of q
iq~ dgamma(0.001, 0.001)
q<-1/iq

# prior distribution of shape parameter z of P-T model
z~dunif(1, 5)
# Prior for process noise
isigma ~ dgamma(0.001, 0.001)
sigma <- 1/ isigma
# Prior for observation error
itau ~ dgamma(0.001, 0.001)
tau <- 1/ itau
# Output
for(t in 1: N) {
B[t] <- P[t] * K
F[t] <- (C[t])/B[t]
Ip[t]<-(q*K*P[t])
}
# MSY and BRPs
FMSY<-r/(pow((z+1), (1/z)))
BMSY<-K/(pow((z+1), (1/z)))
MSY <-FMSY*BMSY
for(t in 1: N) {
Fs[t] <- F[t]/FMSY
Bs[t] <- B[t]/BMSY
}
}
#Data and inits (略)

```