

文章编号: 1674 - 5566(2011)01 - 0108 - 06

## 基于水温因子的东、黄海鲈鱼剩余产量模型建立

李 纲<sup>1,2,3</sup>, 郑晓琼<sup>1</sup>, 朱国平<sup>1,2,3</sup>, 陈新军<sup>1,2,3</sup>

(1. 上海海洋大学 海洋科学学院, 上海 201306; 2. 上海海洋大学大洋 渔业资源可持续发展省部共建教育部重点实验室, 上海 201306; 3. 上海海洋大学 大洋生物资源开发与利用上海市高校重点实验室, 上海 201306)

**摘要:** 水温是影响鲈鱼生长、繁殖、补充的重要因素之一。根据东、黄海鲈鱼灯光围网渔业渔获量、标准单位捕捞努力量渔获量(CPUE)和2月产卵场(127°30'E, 29°30'N)平均海表面温度(SST), 建立了基于SST因子的剩余产量模型, 分析SST对东、黄海鲈鱼资源和持续产量的影响。研究表明: 持续产量可由捕捞努力量和SST的函数来表征, 表达式为:  $Y_t = 1\ 080.97f_t - 0.006f_t^2 + 114.51SST_t f_t - 2.91SST_t^2 f_t$ , 鲈鱼资源量和持续产量的变动受产卵场SST和捕捞努力量控制。分析认为, 2月产卵场最适SST范围为18.5~20.6℃。为此, 建议在渔业管理中应根据各年海洋环境状况来确定最大可持续产量, 并实时调整管理方案。

**研究亮点:** 将环境变量引入了剩余产量模型, 克服了使用剩余产量模型时其结果无法反映环境变动对鱼类种群动态影响的缺点, 这对于管理和合理利用鲈鱼等受海洋环境变动影响较大的中上层渔业资源而言具有重要意义。

**关键词:** 鲈鱼; 海表面温度; 剩余产量模型; 灯光围网渔业; 产卵场

**中图分类号:** S 932.4

**文献标识码:** A

分布在东、黄海的鲈鱼(*Scomber japonicus*)是一种重要的经济鱼类, 主要为中国、日本和韩国灯光围网渔业(purse seine fishery with lights, PSFL)利用。1997年以后, 东、黄海鲈鱼资源出现了明显的衰退趋势, 处于较低水平<sup>[1-2]</sup>, 中、日、韩三国灯光围网渔获量波动起伏也很大。1998-2006年间, 渔获量最高达到38.9万吨, 最低仅25.5万吨(表1)。渔获量波动加剧的原因除了资源衰退的原因外, 环境因素可能也是重要原因之一。研究表明: 鲈鱼与海洋环境的关系极为密切, 其中海表面温度(SST)是影响鲈鱼生长、繁殖、补充等最重要的因素之一<sup>[1, 3-5]</sup>。国内外学者曾对鲈鱼的分布、渔场形成与海洋环境条件的关系进行研究时发现鲈鱼中心渔场的变动与东海沿岸水团、外海水团、台湾暖流、SST及海表面高度等有密切关系<sup>[6-10]</sup>, 此外厄尔尼诺现象也会对鲈鱼资源丰度和渔获量产生影响<sup>[11-12]</sup>。为

此, 本文假设SST对东、黄海鲈鱼资源丰度相对指数的年间波动产生影响, 根据1998-2006年中、日、韩三国灯光围网渔业渔获量、标准单位努力量(CPUE)及SST数据, 建立基于SST的渔获量变动模型, 对假设进行验证, 以把握东、黄海鲈鱼资源和渔获量变动与SST的内在关系, 为渔业生产和管理提供参考。

### 1 材料与方法

#### 1.1 数据来源

渔获量数据来源于1997-2006年中、日、韩灯光围网渔业生产统计数据, 其中、日、韩渔获量数据来源于文献[1], 我国大型灯光围网和群众灯光围网渔获量数据由上海海洋大学鱿钓技术组提供(表1)。单位捕捞努力量渔获量数据来源于1998-2006年我国大型灯光围网渔业, 并用广义加性模型(GAM)进行了标准化处理<sup>[13]</sup>(表1)。

收稿日期: 2010-04-24 修回日期: 2010-10-24

基金项目: 国家发改委专项(2060403); 上海市教委科研创新项目(10YS131); 上海高校选拔培养优秀青年教师科研专项基金(SSC08009)

作者简介: 李 纲(1978-), 男, 讲师, 主要从事渔业资源学及渔业资源评估方面的研究。E-mail: g-li@shou.edu.cn

通讯作者: 陈新军, E-mail: xjchen@shou.edu.cn

鲈鱼在东海的产卵场分布在东海中部、浙江沿海、以及九州西部海域,产卵季节持续整个春季<sup>[1,3]</sup>。日本学者<sup>[1]</sup>研究了鲈鱼亲鱼量与补充量关系与产卵场 SST 之间的关系,结果发现鲈鱼亲鱼量与补充量关系的年间波动与产卵场 SST 间

的关系的残差与 127°30'E、29°30'N 的 SST 有关。因此本文以 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST 作为表征鲈鱼产卵场 SST 的指标,其数据下载自美国航天局物理海洋学分布式档案中心(<http://poet.jpl.nasa.gov>)。

表 1 1998-2006 年鲈鱼灯光围网渔业生产统计数据及 2 月 127°30'E、29°30'N 的表温

Tab.1 Summary of Catch, effort and CPUE data of LPSF and monthly SST of February from 1998 to 2006

年份	渔获量(万吨)				CPUE (t/网次)	捕捞努力量 (放网次数)	2 月 SST (°C)
	中国	日本	韩国	合计			
1998	4.9	16.5	16.33	37.7	17.3	21 792	20.48
1999	11.8	10.8	15.0	37.6	20.8	18 077	20.48
2000	4.8	8.9	11.8	25.5	10.1	25 248	18.00
2001	7.1	7.8	19.1	34	15.2	22 368	20.62
2002	6.5	8.6	13.8	28.9	18.4	15 707	18.38
2003	10.8	8.3	11.5	30.6	9.7	31 546	18.41
2004	13.2	8.3	17.4	38.9	12.8	30 391	18.90
2005	12.7	8.7	12.0	33.4	9.9	33 737	18.77
2006	6.3	9.0	10.0	25.3	9.4	26 915	18.11

## 1.2 基于环境因子的剩余产量模型

由 Schaefer 模型可知,CPUE 和捕捞努力量之间为线性关系:

$$\frac{Y_t}{f_t} = a - bf_t \quad (1)$$

$$U_t = \frac{Y_t}{f_t} \quad (2)$$

(1)、(2)式中: $Y_t$  为 t 年的年渔获量; $f_t$  为年标准捕捞努力量; $U_t$  为 t 年的标准 CPUE; $a$ 、 $b$  为参数。

假设渔获量的观测值  $Y$  和预测值  $\hat{Y}$  的差与标准捕捞努力量的比值,即 CPUE 的年间波动  $\Delta U_t$  (CPUE 残差的观测值),是由鲈鱼产卵场的 SST 变化引起的。建立如下模型:

$$\Delta U_t = G(T_t) + \eta \quad (3)$$

式中: $G(T_t)$  表示 t 年由 SST 导致的 CPUE 波动; $\eta$  为常数。根据 CPUE 残差与 SST 的散点图,确定式(3)的具体形式,并检验其显著性。

由式(1)、(2)和(3),可得到渔获量变动与 SST 关系模型:

$$Y_t = \hat{Y}_t + \Delta \hat{U}_t f_t = af_t - bf_t^2 + [G(T_t) + \eta]f_t \quad (4)$$

式中: $\Delta \hat{U}_t$  指由(3)式计算得到的  $\Delta U_t$  的预测值。

## 2 结果

### 2.1 渔获量与 SST 的时间变动

1998-2006 年 CPUE 波动起伏较大,尤其是

1999-2002 年 CPUE 出现了剧烈波动,由 1999 年的 20.8 t/网下降至 2000 年的 10.1 t/网,2001 和 2002 年,CPUE 逐步恢复;2003 年又大幅下降,之后 CPUE 变动不大,始终处于低水平(图 1)。同期,除 2002 年外,产卵场(127°30'E、29°30'N)2 月 SST 基本呈现出与 CPUE 相同的变化趋势,二者呈显著相关性( $r = 0.69, P < 0.05$ )。1999-2002 年,2 月 SST 的差异均超过了 2 °C,最高为 20.62 °C,最低为 18.00 °C。2003 年之后,2 月 SST 年间变动不大(图 2)。

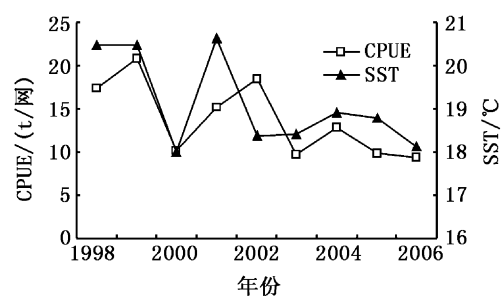


图 1 1998-2006 年灯光围网渔业渔获量及 2 月 127°30'E、29°30'N 的表温

Fig.1 Annual catch by LPSF and monthly SST of February in 127°30'E, 29°30'N from 1998 to 2006

### 2.2 基于水温因子的剩余产量模型建立

根据灯光围网渔业年渔获量数据和标准 CPUE 数据,使用回归分析估算的 Schaefer 模型参数  $a$ 、 $b$  的值分别为 28.76 和 0.006 ( $r = 0.85$ ,

$P < 0.01$ )。

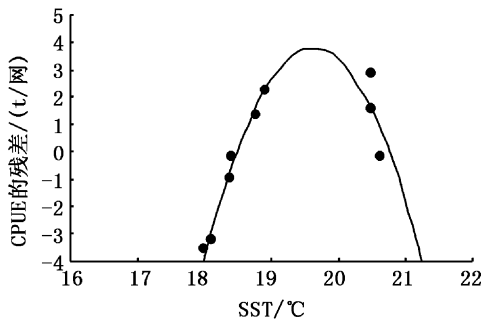


图2 CPUE的残差与2月127°30'E、29°30'N的SST关系的散点图和拟合曲线  
Fig. 2 Scatter plot and fitted quadratic curve of residual of CPUE against monthly SST of February in 127°30'E、29°30'N

CPUE的年间波动,即残差与2月127°30'E、29°30'N SST的散点图见图2。由图2可初步判断,CPUE的残差与2月SST呈非线性关系,与二次方程比较接近。为此,假设二者满足二次方程:

$$\Delta U_t = b_0 + b_1 T_t + b_2 T_t^2 \quad (5)$$

回归结果表明(表2,表3),2月127°30'E、29°30'N SST对CPUE的残差具有显著性的影响,其中CPUE残差与SST本身呈正相关,与SST<sup>2</sup>呈负相关(图2)。

表2 CPUE残差与2月127°30'E、29°30'N的SST线性回归模型的方差分析表

Tab. 2 ANOVA of the linear regression model of residual of CPUE and monthly SST of February in 127°30'E、29°30'N

方差来源	df	SS	MS	F	P
回归	2	38.45	19.23	36.97	<0.01
残差	6	3.12	0.52		
总计	8	41.57			

表3 CPUE残差与2月127°30'E、29°30'N的SST关系线性回归模型的拟合结果

Tab. 3 Relationship between residual of CPUE and monthly SST of February in 127°30'E、29°30'N fitted by linear regression model

变量	系数	标准差	t	p	r
b <sub>0</sub>	-1 119.73	173.006 1	-6.47	<0.01	0.96
b <sub>1</sub>	114.51	17.894 57	6.40	<0.01	
b <sub>2</sub>	-2.91	0.461 424	-6.32	<0.01	

对(5)式求导,并令其等于0:

$$\Delta U_t = b_1 + 2b_2 T_t = 0 \quad (6)$$

将参数b<sub>1</sub>和b<sub>2</sub>的估计值带入(6)式可求得:

SST = 19.6, 即CPUE残差与SST关系曲线的拐点。令(5)式等于0,可求得SST = 18.5、SST = 20.8。当2月127°30'E、29°30'N的SST低于19.6℃时,CPUE残差随着SST的升高而增加,但SST高于18.5℃,CPUE残差为小于0, SST在18.5-19.6℃之间时,CPUE残差为大于0。而当SST高于19.6℃时,随着SST的增加,CPUE残差则下降,但SST在19.6-20.8℃时,CPUE残差大于0, SST高于20.8℃时,CPUE残差小于0(图2)。

因此Schaefer模型的数学表达式为:

$$Y_t = 1080.97f_t - 0.006f_t^2 + 114.51T_t f_t - 2.91T_t^2 f_t \quad (7)$$

由该模型估算的灯光围网渔业年渔获量与实测渔获量非常接近( $r = 0.97, P < 0.01$ ,图3),预测渔获量的最大绝对误差和最大相对误差分别为2.33万吨和6.85%(表4)。

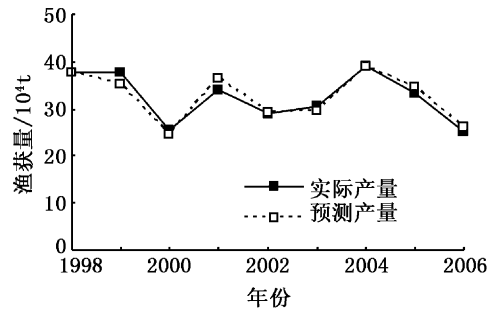


图3 灯光围网渔业年渔获量的观测值及其预测值  
Fig. 3 Observed and predicted annual catches of LPSF

### 3 分析与讨论

#### 3.1 基于SST的渔获量变动模型

本文假设SST是导致东、黄海鲈鱼CPUE产生年间波动的环境因子,以2月127°30'E、29°30'N的SST作为表征环境因子指标,对该假设进行了验证。结果表明:SST对CPUE的年间波动的影响具有显著性( $r = 0.96, P < 0.01$ ),二者间的关系可以用二次方程进行描述(表3,图2)。渔业中,CPUE与环境因素简单关系往往是非线性的<sup>[14-15]</sup>。Schaefer模型在加载SST的影响后,如果假设捕捞努力量为常数,可以发现,东、黄海鲈鱼CPUE是SST的二次函数,即CPUE与SST的关系是非线性关系。上述分析说明,SST对东、黄海资源产生了影响,并导致了CPUE的年间波动。

表 4 灯光围网渔业年渔获量预测值的相对误差和绝对误差  
 Tab. 4 Absolute errors and relative errors of the predicted catches of PSFL

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
绝对误差(10 <sup>4</sup> t)	0.09	2.23	0.94	2.33	0.35	1.11	0.03	1.04	0.90
相对误差(%)	0.25	5.92	3.69	6.85	1.19	3.62	0.07	3.10	3.57

渔获量变动模型包含捕捞和 SST 两个变量。其中捕捞对资源量和渔获量的影响不容质疑。中上层鱼类资源易受环境和气候变化的影响<sup>[16]</sup>,如沙丁鱼和鲱鱼<sup>[17-20]</sup>。短寿命的鱼类繁殖力通常很高,当环境条件适宜时补充量将会大幅增加,因此环境因素对资源的影响可能超过捕捞<sup>[21]</sup>。鲈鱼作为一种短寿命的中上层鱼类,SST 是导致鲈鱼资源变动的重要因子<sup>[3-5]</sup>。2 月的 SST 变动范围为 18.5 ~ 20.6 °C 时,CPUE 的残差大于 0,当高于 20.6 °C 或低于 18.5 °C,CPUE 的残差均小于 0。因此,18.5 ~ 20.6 °C 可视为鲈鱼资源繁殖期间最适表温范围,SST 在该范围内,说明环境条件有利,鲈鱼资源均会出现不同程度的增加。在 SST 为 19.6 °C 时,CPUE 出现最大增长量,此水温为鲈鱼繁殖期间最佳表温。而 2 月 SST 低于 18.5 °C 或高于 20.8 °C,环境条件对鲈鱼的繁殖以及仔稚鱼的生长不利,导致其补充量下降,使资源量出现负增长。SST 效应首先对鲈鱼资源丰度产生影响,进而影响到渔获量,水温条件适宜,为鲈鱼的生长、繁殖创造了条件,使资源量的增加,在同等捕捞努力量情况下,使渔获量增加;反之,资源量减少,渔获量降低。1999 年,水温条件适宜(20.48°C),捕捞强度低(18 077 网次),CPUE 残差为 2.87 t/网,因此鲈鱼资源丰度以及渔获量均处于高水平(表 3,图 2)。反观 2000 年和 2006 年,环境条件不利(SST 为 18.00 °C),捕捞努力量却超过 25 000 网次,CPUE 残差均小于 -3 t/网,从而导致资源丰度和渔获量较 1999 年出现大幅下降(表 3,图 2)。2004 年和 2005 年,尽管环境条件较好,CPUE 残差也大于 0,但过度增加的捕捞努力量在取得较高的渔获量同时,对鲈鱼资源造成严重负面影响,导致资源丰度指数急剧下降(表 3,图 2)。由此可见,捕捞努力量和 SST 是决定鲈鱼资源量和渔获量变动的关键。

### 3.2 模型的应用

虽然本文使用的渔业和环境数据有限,但基于 SST 的渔获量变动模型较好地描述了灯光围

网渔业渔获量与捕捞努力量和 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST 之间的关系( $r = 0.97, P < 0.01$ , 图 3)。利用该模型可以对渔获量进行预测,这对安排渔业生产、制定鱼价等方面具有指导意义。

此外,该模型还可为渔业管理部门制定管理措施提供依据,以达到可持续利用渔业资源的目的。经计算,最大可持续产量  $Y_{MSY}$  及其对应的捕捞努力量  $f_{MSY}$ :

$$Y_{MSY} = \frac{(1080.97 + 114.51T_t - 2.91T_1^2)^2}{4 \times 0.006}$$

$$f_{MSY} = \frac{1080.97 + 114.51T_t - 2.91T_1^2}{4 \times 0.006}$$

可见,  $Y_{MSY}$  和  $f_{MSY}$  同样是 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST 函数。由于每年 2 月 SST 都不相同,因此  $Y_{MSY}$  和  $f_{MSY}$  每年都在改变,渔业管理部门可据此实时调整渔业管理措施。

### 3.3 模型的优点和不足

本文建立的渔获量变动模型与传统 Schaefer 模型的不同之处在于,考虑了环境因素,即 SST 对资源及渔获量的影响。根据日本学者的研究结果<sup>[1]</sup>,以 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST,研究了 SST 与鲈鱼 CPUE 和灯光围网渔业渔获量变动之间的关系,其结果证实了设定的假设。这表明,用 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST 作为表征鲈鱼整个产卵场、产卵季节的 SST 的做法是可行的,在抓住影响鲈鱼资源变动主要因素的同时,减少了数据量、降低计算工作量,且模型拟合精度也较高(表 4 和图 3)。

需要指出的是,尽管以 2 月 127°30'E、29°30'N 的 SST 替代了鲈鱼整个产卵场、产卵季节的 SST 取得了较好的效果,但其是否最佳替代指标还需进一步研究。Hiyama 等<sup>[3]</sup>研究东海 4 个位置的 SST(124°E、25°N,130°E、30°N,125°E、30°N,128°E、32°N)与鲈鱼繁殖率之间的关系,结果发现鲈鱼繁殖率与 2、3、5、6 月 124°E、25°N 的 SST 显著相关( $P < 0.05$ ),且繁殖率与 124°E、25°N 2-6 月的 SST 呈负相关( $r = -0.76, P < 0.01$ )。而本文建立的模型只是通过 SST 对

CPUE 的波动的影响,间接反映了产卵季节产卵场的 SST 对鲈鱼补充量影响。此外,渔获量变动模型仅分析了环境和捕捞与东、黄海鲈鱼资源间的关系,未结合经济与成本数据。张广文等<sup>[22]</sup>的研究表明:东、黄海鲈鱼最大经济产量 MEY 及其对应的捕捞努力量均小于 MSY 和  $f_{MSY}$ ,但以 MEY 管理目标的获得的中长期利润却最大。因此,今后的研究应在掌握年鲈鱼补充量的基础上,结合经济与成本数据,研究东、黄海鲈鱼资源变动、灯光围网渔业经济效益与 SST 间的相互关系,以更好的为渔业生产和管理服务。

### 参考文献:

- [1] 由上龍嗣,檜山義明,依田真里,等. 平成 18 年マサバ対馬暖流系群の資源評価 [EB/OL]//わが国周辺の水産資源の現状を知るために,2007:1 - 27 [2007 - 3 - 11]. <http://abchan.job.affrc.go.jp/digests17/details/1806.pdf>.
- [2] 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.
- [3] HIYANA Y, YODA M, OHSHIMO S. Stock size fluctuations in chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the East China Sea and the Japan East Sea [J]. Fish Oceanogr, 2002, 11(6): 347 - 353.
- [4] WATANABE C, YATSU A. Effects of density-dependence and sea surface temperature on interannual variation in length-at-age of chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the Kuroshio-Oyashio area during 1970 - 1997 [J]. Fish Bull, 2004, 102(1): 196 - 206.
- [5] YATSU A, WATANABE T, ISHIDA M, et al. Environmental effects on recruitment and productivity of Japanese sardine *Sardinops melanostictus* and chub mackerel *Scomber japonicus* with recommendations for management [J]. Fish Oceanogr, 2005, 14(6): 263 - 278.
- [6] HERNÁNDEZ J J C, ORTEGA A T S. Synopsis of biological data on the chub mackerel (*Scomber japonicus* Houttuyn, 1782). FAO Fisheries Synopsis No. 157 [R]. Rome: FAO, 2000: 42 - 52.
- [7] 杨红,章守宇,戴小杰,等. 夏季东海水团变动特征及对鲈鱼渔场的影响 [J]. 水产学报,2001,25(3):209 - 214.
- [8] 张晶,韩仕鑫. 黄、东海鲈鱼渔场环境分析 [J]. 海洋渔业,2004,26(4):321 - 325.
- [9] 李纲,陈新军. 东海鲈鱼资源和渔场时空分布特征的研究 [J]. 中国海洋大学学报:自然科学版,2007,37(6): 921 - 926.
- [10] 李纲,陈新军. 夏季东海渔场鲈鱼产量与海洋环境因子的关系 [J]. 海洋学研究,2009,27(1):1 - 8.
- [11] 洪华生,何发祥,杨圣云. 厄尔尼诺现象和浙江近海鲈鱼渔获量变化关系——长江口 ENSO 渔场学问题之二 [J]. 海洋湖沼通报,1997(4):9 - 16.
- [12] SUN C H, CHIANG F S, SOAC E T, et al. The effects of El Niño on the mackerel purse-seine fishery harvests in Taiwan: An analysis integrating the barometric readings and sea surface temperature [J]. Ecol Econ, 2006, 5(2): 268 - 279.
- [13] 李纲,陈新军,田思泉. 我国东、黄海鲈鱼灯光围网渔业 CPUE 标准化研究 [J]. 水产学报,2009,33(6):1050 - 1059.
- [14] BIGELOW K A, BOGGS C H, HE X. Environmental effects on swordfish and blue shark catch rates in the US North Pacific longline fishery [J]. Fish Oceanogr, 1999, 8(3): 178 - 198.
- [15] DAMALAS D, MEGALOFONO P, APOSTOLOPOULOU M. Environmental, spatial, temporal and operational effects on swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates of eastern Mediterranean Sea longline fisheries [J]. Fish Res, 2007, 84(2): 233 - 246.
- [16] LIUCH-BELDA D, CRAWFORD R J M, KAWASAKI T, et al. World-wide fluctuations of sardine and anchovy stocks: the regime problem [J]. S Afr J Mar Sci, 1989, 8(1):195 - 205.
- [17] WADA T, MATSUBARA T, MATSUMIYA Y, et al. Influence of environment on stock fluctuations of Japanese sardine, *Sardinops melanostictus* [M]// Beamosh R J. Climate change and Northern fish populations. Canadian special publication of fisheries and aquatic sciences 121. Ottawa: National Research Council of Canada, 1995: 387 - 394.
- [18] JACOBSON L D, MACCALL A D. Stock-recruitment models for California sardine (*Sardinops sagax*) [J]. Can J Fish Aquat Sci, 1995, 52(3): 566 - 577.
- [19] JACOBSON L D, DE OLIVEIRA J A A, BARANGE M, et al. Surplus production, variability, and climate change in the great sardine and anchovy fisheries [J]. Can J Fish Aquat Sci, 2001, 58(9): 1891 - 1903.
- [20] JACOBSON L D, BOGRAD S J, PARRISH R H, et al. An ecosystem-based hypothesis for climatic effects on surplus production in California sardine (*Sardinops sagax*) and environmentally dependent surplus production models [J]. Can J Fish Aquat Sci, 2005, 62(8): 1891 - 1903.
- [21] KING M. Fisheries biology, assessment and management [M]// Fishing News Books Oxford, 1995: 192 - 197.
- [22] 张广文,陈新军,李纲. 东黄海鲈鱼生物经济模型及管理策略探讨 [J]. 上海海洋大学学报,2009,18(4):447 - 452.

## Establishment of surplus production model for chub mackerel (*Scomber japonicus*) in the East China Sea and Yellow Sea based on the sea surface temperature

LI Gang<sup>1,2,3</sup>, ZHENG Xiao-qiong<sup>1</sup>, ZHU Guo-ping<sup>1,2,3</sup>, CHEN Xin-jun<sup>1,2,3</sup>

(1. College of Marine Science, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China; 2. The Key Laboratory of Shanghai Education Commission for Oceanic Fisheries Resources Exploitation, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China; 3. The Key Laboratory of Sustainable Exploitation of Oceanic Fisheries Resources, Ministry of Education, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China )

**Abstract:** Sea water temperature (SST) is one of the important factors that impact growth, reproduction and recruitment of chub mackerel. According to the catch and standardized CPUE data of purse seine fishery with lights (PSFL) and monthly sea surface temperature of the spawning ground in February from 1998 to 2006, the author developed a surplus production model for chub mackerel based on SST, and analyzed the impact of SST on the chub mackerel stock and its sustainable yield. The result indicates the relationship between sustainable yield and SST, can be expressed as  $Y_t = 1080.97f_t - 0.006_t f_t^2 + 114.51SST_t f_t - 2.91SST_t^2 f_t$ . Variations of chub mackerel stock biomass and sustainable yield are controlled mainly by SST in the spawning ground and fishing effort. The optimal SST range for chub mackerel spawning is 18.5 – 20.6°C. It is suggested that the maximum sustainable yield may be estimated based on the annual different environmental conditions, and the fishery management measures should be adjusted in real-time.

**Key words:** *Scomber japonicus*; surplus production model; SST; the East China Sea and Yellow Sea