西北印度洋延绳钓大眼金枪鱼渔获率的时间序列小波特征

杨晓明^{1,2,3},周应祺^{1,2,3},陈新军^{1,2,3},田思泉^{1,2,3},朱国平^{1,2,3}

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

摘要:基于西北印度洋日本延绳钓金枪鱼 1965-2006 年间大眼金枪鱼(*Thunnus obesus*)每月渔获统计资料,本研究运用小 波方法对大眼金枪鱼渔获率变化、印度洋涛动指数(IOI)及两者之间的响应关系进行了分析。研究发现,大眼金枪鱼渔获 率在时间序列上存在 48~60 个月的小波振荡, IOI 振荡周期主要为 36 月和 60 月,2 种尺度振幅具有跷跷板效应。小波交 叉分析结果表明,1994 年前在 36 月和 60 月的时间尺度上大眼金枪鱼渔获率与 IOI 之间的响应关系是明显的,之后这种关 系并不显著。在典型的小波振荡周期为 4 年的尺度上,IOI 和大眼金枪鱼渔获率的振荡间隔在 1~3 年之间变化,平均为 1.5 年左右。IOI 振荡周期在 3~6 年间变化,时快时慢,而大眼金枪鱼渔获率信号振荡较平稳。由于捕捞因素影响,近年来渔获 率的振荡幅度不断减弱。研究认为可排除由于较大的捕捞努力量和渔业资源量时空变动导致的捕获率信号变异,从捕捞 因素和环境因素上讨论了捕获率信号小波特征及其与环境变动的响应关系。[中国水产科学,2009,16 (6):941-948]

关键词: 大眼金枪鱼; 渔获率; 时间序列分析; 小波分析; 西北印度洋 **中图分类号:** S93 **文献标识码:** A **文章编号:** 100

对渔业资源和环境信号关系的研究通常采用相 关统计分析^[1-4]以及频率域的谱分析^[5-6]。这2种方 法分析的前提是信号的时间序列变化是线性的^[7]。 但渔业资源的时间序列是典型的包含噪声的信息, 具有非线性特征,而且表现非常强的不稳定性,当使 用相关分析和谱分析可能会导致不恰当的结果^[8]。 小波分析法则是采用一种可变分辨率信号分析手 段,从而能够克服这些问题^[9-10]。

小波分析方法被广泛应用在地球物理、大气科 学和医学等领域的研究中^[11-16],近年来也在逐渐应 用于生态领域^[17-18],并已有研究利用此方法分析了 渔业资源的时空变化^[7,19-20]。由于效果好,小波方法 被认为是近年来研究方法上的重大突破^[17]。

西印度洋是中国金枪鱼渔船队的重要作业海域,

文章编号:1005-8737-(2009)06-0941-08

其中,中国大陆的金枪鱼延绳钓渔船主要集中在赤道 附近及以南的西印度洋作业^[21]。在 2002–2005 年期 间,上海水产大学科研人员对西北印度洋公海金枪鱼 资源进行过多次探捕调查^[22]。但至今,尚未见到中国 对该海域的渔业资源长时间序列变化特征及这些变 动和环境的响应关系的研究文献和报道。为此,本研 究选择小波分析法对日本船队的大眼金枪鱼(*Thunnus obesus*)延绳钓的渔获率进行时间序列分析,以及渔业 资源和海洋环境变动的相关关系分析,旨在为该海域 金枪鱼渔情预报和渔业管理提供科学依据。

- 1 材料与方法
- 1.1 材料

渔业数据来源于印度洋金枪鱼委员会(IOTC),

收稿日期: 2009-05-26; 修订日期: 2009-06-24.

基金项目:国家 863 计划资助项目(2007AA092202);大洋生物资源开发与利用上海市高校重点实验室开放基金资助项目(KF200806); 上海市捕捞学重点学科资助项目(S30702);上海市教委创新项目资助(09YZ275).

作者简介:杨晓明(1972-),男,博士研究生,从事渔业地理信息系统及渔业海洋学研究.E-mail: xmyang@shou.edu.cn

通讯作者:周应祺,教授,从事鱼类行为和远洋渔业系统集成研究.E-mail: yqzhou@shou.edu.cn

选取了 1965 年 1 月 - 2006 年 12 月间日本在印度洋 西北区域(40°-75°E,0°-30°N)、5°×5° 经纬度网格, 大眼金枪鱼(BET) 延绳钓渔获量和捕捞努力量资 料,捕捞努力量单位为钩(hook),渔获量单位为尾数 (number),时间间隔为 1 月。作业深度从水深 40 m 到 400 m,主要目标为成年大型金枪鱼^[7]。

本研究以平均月单位捕捞努力量(Catch per Unit Effort, CPUE)作为捕获率指标,计算方法是该区域 月总产量(单位:尾)除以该月总捕捞努力量(单位: 千钩)。CPUE常被作为渔业资源丰度相对指数,是 渔业资源评估的主要信息来源^[23-25]。

采用 1965-2006 年每月的印度洋涛动指数 (Indian Oscillation Index, IOI)作为环境变化的指标。 IOI 是根据塞舌尔的马埃岛(位于西印度洋西侧)和 澳大利亚的达尔文岛(位于东印度洋东侧)的海面 压力标准差计算得来。根据 Marasac^[26]的研究,在 75°E 以西印度洋 IOI 和海表温度异常(Sea Surface Temperature Anomalies, SSTA)相关性要高于南方涛 动指数(Southern Oscillation Index, SOI)和 SSTA 的 相关性;在阿拉伯海域, IOI 指数波动和 SSTA 波动 同步并且呈负相关关系。据 Murtugudde等^[27]的研究, 在西印度洋暖事件过程中,海表温度(SST)增加,同 时赤道向东的风速增强,对应的 IOI 的值小于 -1;与 此相对的是, IOI 值大于 +1 意味着冷事件^[27]。在西 印度洋, IOI 指数比 SOI 能够更好地反应西印度洋暖 冷事件^[26]。

1.2 分析方法

采用小波分析方法时,可以通过伸缩和平移 等运算功能对函数或信号序列进行多尺度分析,能 反映信号在时频域上的总体特征,又能提供时域和 频域局部化的信息。较常用的有 Mexh 小波方法、 Morlet 小波方法等^[28]。其分析过程为^[17,20]:

设 $\psi(t) \in L^2(R)$,其傅立叶变换为 $\hat{\psi}(\epsilon)$,当 $\hat{\psi}(\omega)$ (ω)满足允许条件 $C=\int_{R} \frac{|\hat{\psi}(\omega)|}{|\omega|} d\omega < \infty$ 时, $\psi(t)$ 就 被称为一个基本小波或母小波。将其伸缩和平移得:

$$\psi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \psi(\frac{t-b}{a}) \quad a, b \in \mathbb{R}; a \neq 0$$
(1)

其中 *a* 为尺度(伸缩)因子, *b* 为平移因子, *c* Morlet 母小波里, *a* 尺度在数值上近似等于 1/*f* 或者 周期^[20]。

对于任意函数 $f(t) \in L^2(R)$ 的连续小波变换为:

$$W_f(a,b) = \langle f, \psi_{a,b} \rangle = |a|^{2s} \int_R f(t) \psi(\frac{v}{a}) dt(2)$$

对于一离散信号 $f(t) \in L^2(R), t=[1,2, \dots, N-1],$ 把(2)式离散化:

$$W_{f}(a,b) = |a|^{-1/2} \Delta t \sum_{i=0}^{N-1} f(i\Delta t) \psi^{*}(\frac{i\Delta t - b}{a})$$
(3)

其中(*)表示复共轭。定义小波能谱为 $E=|W_f(a, b)|^2$,小波方差为 var(a) = $\sum_{i=0}^{N-1} |W_f(a, b)|^{2[17,20]}$ 。

设两个时间序列X(t)和Y(t),分別通过式(3) 小波变化得到 $W_{f}^{x}(a, b)$ 和 $W_{f}^{y}(a, b)$,交叉小波谱即 为 $W_{f}^{xy}(a, b) = |W_{f}^{x}(a, b)W_{f}^{y^{*}}(a, b)|^{[17,20]}$ 。

本研究选用的 Morlet 小波为复小波,它的实部 与虚部的位相相差 π/2,消除了实数形式小波变换 系数模的振荡,而且将小波变换系数的模与位相分 离开来,模代表某一尺度成分的多少,位相可以用来 研究信号的奇异性和即时频率。它的实部也可以如 Mexh 小波一样用来判别信号不同时空尺度的结构 及其突变点的位置^[20,29]。

为了消除数据样本差异,需要对时间序列数据 进行标准化处理^[12,14,30-32]。本研究标准化公式为:

sCPUE = (CPUE-mean (CPUE) /std (CPUE))

其中,mean(CPUE)为CPUE 平均值,std(CPUE) 为CPUE标准偏差。对标准化后的CPUE进行 Morlet小波变换。为了尽量减少小波变换过程中产 生的边界效应影响,要用不同的边界处理方法进行 资料的延伸^[33]。在采取小波变换之前,将资料向前 和向后各延伸一个样本长度,变换后将前后延伸部 分舍弃^[33]。频域的最大周期取 128 月,最小周期取 16 月。

本研究小波算法和计算采用了 MathWorks 公司的 Matlab 2006a 软件包及其小波工具箱。

2 结果与分析

2.1 大眼金枪鱼CPUE的Morlet小波变换特征

1965-2006年(504月)日本大眼金枪鱼延绳钓 CPUE以及环境信息 IOI进行 Morlet小波变换,得到 了相应的小波变换尺度分布图和曲线图(图1和图 2)。由图 1-B 可见,在时域 - 频域空间小波正负振 荡明显,小波振荡幅度能够较好地反映 CPUE 的振 荡变化情况。图中可看出主要的振荡尺度在 48~60 月之间,在该尺度内正负相间的振荡明显。1972-1985 年振荡效应明显,振幅更大,1972 年前和 1985 年后,振幅都相对较小(图 1-C)。



图 1 西北印度洋日本延绳钓大眼金枪鱼 CPUE 时间序列曲线及高斯低通滤波平滑后曲线(A)及其相应的 Morlet 小波变化尺度分布(B)和在 48 月(C)尺度上的曲线图

Fig. 1 Time series curve of BET's CPUE and its low pass filtering result with Gaussian filter (A), and its corresponding Morlet wavelet transform diagram (B) and the curves of wavelet coefficient in the 48 month (C) periodic band

2.2 IOI的Morlet小波变换特征

结果如图 2 所示。(1)研究时间段内,暖事件出 现的强度和频率都远高于冷事件, IOI 值大于 1 为冷 事件发生,小于 -1 为暖事件发生。(2)从暖事件出 现周期看,不同时期出现周期也不同。1965-1973 年 间为 2~3 年 1 个周期,如 1965 年、1967 年、1970 年 和 1973 年; 1973-1987 年间,出现周期为 4~6 年,如 1977 年、1982 年和 1987 年间; 1987-2006 年间,出现 周期为 2~4年,如 1990 年、1992 年、1994 年、1995 年、 1997 年、2003 年和 2005 年。(3) 整个时间范围内出 现 2 个突变点,分布在 1974 年和 1997 年,都是在 1 年时间里直接从暖事件变为冷事件,海洋环境发生

急剧变化。

由图 2-B 中可见,气候振荡信号有多时间尺度 振荡特征,不同时期振荡周期不同,最主要多年振荡 周期为 36 月和 60 月。1965-1975 年间尺度为 36 月 的周期振荡明显; 1975-1987 年间尺度为 60 月的周 期振荡明显,1988-1997 年振荡周期又为 36 月,1997 年后振荡周期的中心为 24~36 月间。从不同频域 尺度下小波振幅看(图 2-C 和图 2-D),这 2 种尺度 存在"跷跷板"效应,即在高频(36 月)振幅相对较大 时,低频(60 月)振幅相对较小,高频振幅相对较小 时,低频振幅则相对较大。



图 2 IOI 时间序列曲线及高斯低通滤波平滑后曲线(A)及其相应的 Morlet 小波变化尺度分布图(B)以及 36 月(C)和 60 月(D) 时间尺度上的曲线图

Fig. 2 Curve of IOI time series and its low pass filtering result with Gaussian filter (A), and its corresponding Morlet wavelet transform diagram (B), the curves of wavelet coefficient in 36 month (C) and 60 month (D) periodic band

2.3 大眼金枪鱼CPUE信号和气候信号的交叉小波 谱分析

利用 Morlet 小波方法对大眼金枪鱼 CPUE 信号 和气候振荡信号进行小波变换,计算了两者的交叉 小波谱。图 3 表示了两者在时间局部的响应关系。 由图 3 可知,大眼金枪鱼 CPUE 信号和气候信号大 部分时间内都存在显著性相关,随气候波动周期振 荡,两者在 1970–1980 年间有明显的 2~4 年和 4~8 年的频域同步变化; 1980–1985 年存在 4~8 年响 应周期,这种同步变化周期在 1985 年后逐渐减弱。 1995–2000 年间存在一个频域为 2 年的显著性变化 周期,1994 年以后在频域的其他尺度上的交叉小波 能谱值都较低。

由上可见, CPUE 信号对 IOI 信号的响应是明显的,主要在 2~4 年和 4~8 年的尺度上,这和 IOI 的振荡尺度一致,但这种响应在 1994 年以前是显著的,

而之后这种响应在4~8年尺度消失。

2.4 大眼金枪鱼CPUE和IOI小波信号关系的定量 研究

为了能够定量确定这种响应关系,本研究计算 了 2 种信号在 48 月尺度上位相和成分变化曲线, 结果见图 4。在 4 年尺度上, IOI 和 CPUE 在 1965-2006 年间存在 10 个变动周期, IOI 振荡时快时慢, 振荡周期在 3~6 年间变动; 而 CPUE 振荡周期在 3~4.5 年间,振荡周期要平稳许多(图 4-A)。假定 海洋环境 IOI 的变动推动着 CPUE 的周期变化,分析 两者的周期时间间隔,平均间隔为 1.5 年左右,即 IOI 波峰后,相应的 CPUE 波峰在 1.5 年后出现。从两者 涛动成分观察(图 4-B),IOI 信号振荡幅度相对平稳, 最大振幅周期在 1983-1987 年。CPUE 振荡幅度开 始时逐渐增大,在 1976-1980 年这个周期幅度最大, 之后振荡幅度不断减小。



图 3 大眼金枪鱼 CPUE 和 IOI 的交叉小波能谱图

等值线颜色从暗蓝到红表示能谱值从小到大,值越大表示对应的这种时间尺度越显著;加粗黑线是能谱值为1的等值线,其包围的范围表示通 过了显著性5%水平的红噪声标准谱的检验;圆锥曲线范围以内是影响椎,在该曲线以外的能谱由于受到边界效应的影响而需谨慎解释.

Fig. 3 BET's CPUE and IOI signals wavelet-cross power spectrum in NWIO

The colors contour, from dark blue to dark red, codes power value from low to high. The higher value corresponds the more significant time-scale. The thick contour, of which value is 1, enclosing regions passed the 5% significance level red noise test. The black lines show the cone of influence; the regions below the cone of influence indicate an edge effect and therefore values should be interpreted cautiously.



图 4 4 年尺度上大眼金枪鱼 CPUE 信号和 IOI 信号的位相曲线(A)和涛动成分变动曲线(B)(实线为大眼金枪鱼 CPUE 值,虚 线为 IOI 值)

Fig. 4 Phase time series (A) and Oscillating components (B) of BET's CPUE (solid line) and IOI (dashed line), computed in 4 year periodic band

3 讨论

3.1 大眼金枪鱼延绳钓捕捞努力量和CPUE的时空 分布

为了排除由于捕捞努力量和渔业资源量存在较 大时空变动导致捕获率信号强度大的变异。本研究 观察了西北印度洋延绳钓大眼金枪鱼捕捞努力量和 CPUE 的时空变化,结果见图 5。 从图 5 中可知, 延绳钓大眼金枪鱼主要捕捞区 域没有发生大的变化, 捕捞努力量在 1970–1980 年较 低, 1981–1990 年较高, 1991 年后显著下降。在主要 的捕捞区域 CPUE 没有发生显著变化, 整体在 1990 年后逐步下滑。根据本研究结果推断, 在西北印度洋 整个区域的大眼金枪鱼延绳钓 CPUE、捕捞努力量和 渔业资源没有发生较大的空间变异。 Hiroaki 等^[4] 对



图 5 以 5 年为组的日本延绳钓大眼金枪鱼捕捞努力量(左)和 CPUE 空间分布(右) Fig. 5 Geographical distribution of hook number aggregated for each of the five years (left) and BET's CPUE (fish number/10³ hooks, right) in the same period

整个印度洋 1966-1998 年大眼金枪鱼延绳钓捕捞强 度和渔获率进行了空间分布研究,认为在西北印度洋 捕捞强度和捕获率的空间模式没有发生大的变化。 Matsumoto 等^[34]对 1999 年前日本印度洋金枪鱼渔业 进行总结与分析,本研究得出的结论与之相似。

3.2 渔业因素对大眼金枪鱼延绳钓CPUE的影响

CPUE影响的主要因素包括资源量、环境条件和 渔业因素等^[4]。其中渔业因素包括捕捞强度、渔具、 捕捞技术等^[4]。在本研究时段内,日本金枪鱼延绳钓 的渔业因素发生了几次重大变化,1970年前大眼金 枪鱼不是最主要的捕捞对象,主要捕捞对象为黄鳍 金枪鱼和南方蓝鳍金枪鱼;1970年以后由于生鱼片 市场出现使得大眼金枪鱼市场价值提高,捕捞工具 得到改进,大眼金枪鱼成为主捕对象^[7,35],并在1977 年开始采用深水延绳钓渔具,这种渔具对大眼金枪 鱼的捕获率有明显作用,而对黄鳍金枪鱼捕获率并 没有提高,同时增加了钓钩数量^[4]。

IOTC¹³⁶¹研究认为,大眼金枪鱼捕捞产量早已超 过了最大可持续产量,处于过度捕捞水平。同时金 枪鱼围网大量兼捕大眼金枪鱼幼鱼,造成了补充量 的急剧下降¹³⁶¹。图6显示,印度洋金枪鱼的延绳钓 渔业和围网渔业的捕捞努力量在过去数十年中总体 趋势也呈连续增长,其中延绳钓渔业1998年达到峰 值,随后出现下降,目前维持在4.0×10⁸ 钩左右;围 网渔业从 1970 年进入印度洋以来,1997 年作业强度 达到最高,2000 年后作业时数出现下降,目前维持在 2.4×10⁵时左右。本研究认为,对于大眼金枪鱼渔获 率在 1970 年前信号强度低,对环境信号响应弱的主 要原因为大眼金枪鱼不是主要捕捞对象;而 1995 年 后的信号强度弱和环境信号交叉小波能谱值低,原 因在于 20 世纪 90 年代初捕捞技术的改进和捕捞努 力量的急剧增加。





3.3 环境因素对大眼金枪鱼延绳钓CPUE的影响

环境涛动是大眼金枪鱼信号存在多种尺度的波 动重要驱动力。环境涛动能够影响资源的时空分布、 渔具对资源的可获得性和资源的丰富程度(通过生物 过程如补充量、生长发育和死亡等方式影响)^[3]。本研 究发现,大眼金枪鱼信号的振荡周期和 IOI 周期基本 一致,存在4年左右的主要振荡周期,这和 ENSO 事 件周期基本一致。目前国内外学者对此做了一些研 究^[26.34],认为在厄尔尼诺年,在西印度洋温跃层加深, 导致围网金枪鱼产量下降,但是延绳钓的捕获率增 加,同样可以解释拉尼娜年份由于温跃层上升,延绳 钓渔获率会下降^[37]。厄尔尼诺年会导致表层初级生 产力下降,食物的缺乏,不利于生长,但金枪鱼可能 会更多选择延绳钓饵料食物,捕获率上升^[37]。由于 延绳钓金枪鱼大部分渔获物为2龄以上的个体^[37], 拉尼娜年由于产卵场海洋表温过低,不利于幼鱼存 活^[37],使得补充量下降。可见,环境涛动能从多角度, 多方位影响渔获率,原因也较为复杂,但大眼金枪鱼 会随着环境涛动而做相应尺度振荡。

总之,找出渔业捕获率和环境变化两时间序列 联系和同步性比理解和确定两者的时空分布模式要 容易许多^[35]。但是由于小波考虑了时间序列的非线 性特征,能够识别局部特征,小波方法能够较好解释 一些关于种群随着环境变动基本问题。这一方法也 能够推广到其他中上层海洋经济鱼种资源变动和环 境关系的研究中。

参考文献:

- [1] 赵小虎. El Nino/La Nina 对西北太平洋柔鱼资源及渔场的影响[D]. 上海:上海水产大学,2006.
- [2] Spencer P D, J S Collie. Patterns of population variability in marine fish stocks [J]. Fisheries Oceanography, 1997, 6: 188–204.
- [3] Walther, G-R, Post E, Convey P, et al. Ecological responses to recent climate change [J]. Nature, 2002, 416: 389–395.
- [4] Hiroaki O, Miyabe N, Inagake D. Interpretation of high catch rates of bigeye tuna in 1977 and 1978 observed in the Japanes longline fishery in the indian ocean [R]. IOTC Proceedings WPM01–01,2001 (4): 169–190.
- [5] Fromentin J M, Stenseth N C, Gjster J, et al. Spatial patterns of the temporal dynamics of three gadoid species along the Norwegian Skagerrak coast[J]. Marine Ecology Progress Series, 1997, 155: 209–222.
- [6] Ravier C, Fromentin J-M. Are the long-term fluctuations in Atlantic bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) population related to environmental changes? [J]. Fish Oceanogr, 2004, 13: 145–160.

- [7] Nard F, Marsac F, Bellier E, et al. Climatic oscillations and tuna catch rates in the Indian Ocean: a wavelet approach to time series analysis [J]. Fish Oceanogr,2007,16: 95–104.
- [8] Cazelles B, Stone L. Detection of imperfect population synchrony in an uncertain world [J]. J Anim Ecol, 2003, 72: 953–968.
- [9] Lau K-M, Weng H. Climate signal detection using wavelet transform: How to make a time series sing [J]. Bull Amer Meteor Soc, 1995, 76: 2 391-2 402.
- [10] Torrence C, Compo G P. A practical guide to wavelet analysis [J]. Bull Amer Meteorolog Soc, 1998, 79: 61–78.
- [11] 陈烈庭,宗海锋,张庆云.中国东部夏季风雨带季节内变异模态的研究[J].大气科学,2007,31:1212-1222.
- [12] 江田汉, 束炯, 邓莲堂. 上海城市热岛的小波特征 [J]. 热带气象学报, 2004, 20: 515-522.
- [13] 盛秋红,刘天佑,刘大为.复小波频谱分析方法及在储层预测中的应用[J].地质科技情报,2007,26:88-90.
- [14] 魏凤英.现代气候统计诊断预测技术 [M]. 北京:气象出版社, 1999.
- [15] 张建磊.上海市近地层臭氧浓度时间序列混沌预报模式研究[D]. 上海:华东师范大学,2007
- [16] Magny G C D, Guégan J-F, Petit M, et al. Regional-scale climatevariability synchrony of cholera epidemics in West Africa [J]. BMC Infect Dis,2007,7 (20): 178–189.
- [17] 郑治真, 沈萍, 杨选辉, 等. 小波变换及其 MATLAB 工具的应用 [M]. 北京: 地震出版社, 2001.
- [18] 林振山. 种群动力学 [M]. 北京: 科学出版社, 2006.
- [19] Rouyer T, Fromentin J-M, Ménard F, et al. Complex interplays among population dynamics, environmental forcing, and exploitation in fisheries [J]. Biol Ecol, 2008, 105: 5 420–5 425.
- [20] Cho E, Chon T-S. Application of wavelet analysis to ecological data [J]. Ecolog Inform, 2006, 1: 229–233.
- [21] 刘秋狄.西印度洋金枪鱼延绳钓作业渔场与渔具性能的研究[D]. 青岛:中国海洋大学,2006.
- [22] 宋利明,张禹,周应祺.印度洋公海温跃层与黄鳍金枪鱼和大眼 金枪鱼渔获率的关系[J].水产学报,2008,32:369-378.
- [23] Maunder M N, Punt A E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches [J]. Fish Res, 2004, 70: 141–159.
- [24] 田思泉.西北太平洋柔鱼资源评价与海洋环境关系的研究[D]. 上海:上海水产大学,2006.
- [25] MG H N H. Standardizing catch and effort. Statistics using physiological, ecological, or behavioural constraints and environmental data, with an application to blue marlin (*Makair nigricans*) catch and effort data from Japanese longline fisheries in the Pacific [R]. IATTC Bull, 1996; 171–200.

- [26] Marsac F. Climate and oceanographic indices appraising the environmental fluctuations in the Indian Ocean [R]. IOTC Proceedings, 2001.
- [27] Murtugudde R, McCreary J P J, Busalacchi A J. Oceanic processes associated with anomalous events in the Indian Ocean with relevance to 1997–1998. [J]. J Geophys Res, 2000, 105: 3 295–3 306.
- [28] 彭玉华. 小波变换与工程应用 [M]. 北京: 科学出版社, 1999.
- [29] 林振山,邓自旺.子波气候诊断技术的研究 [M]. 北京:气象出版 社,1999.
- [30] 胡昌华,张军波,夏军,等.基于 MATLAB 的系统分析与设计—— 小波分析 [M]. 西安:西安电子科技大学出版社,2000.
- [31] 杨福生.小波变换的工程分析与应用[M].北京:科学出版社, 2000.
- [32] Cazelles B, Chavez M, Berteaux D, et al. Wavelet analysis of ecological time series. [J]. Oecologia, 2008, 156: 287–304.

[33] Percival B, T Walden D A. 时间序列分析的小波方法 [M]. 北京:

机械工业出版社,2006.

- [34] Matsumoto T, Nishida T, Okamoto H. Japanese tuna fisheries in the Indian ocean, up to 1999 [R]. WPTT00–07 IOTC Proceedings,2000: 286–292.
- [35] Suzuki Z, Warashina Y, Kishida M. The comparison of catches by regular and deep tuna longline gears in the Western and Central Pacific [J]. Far Seas Fish Res Lab Bull, 1977, 15: 51–89.
- [36] Executive summary of the status of the big-eye tuna resource [R]. // Report of the Eighth Session of the Scientific Committee (appendix VI). IOTC-2005-SC-R [EN]: Victoria, Seychelles, 2005; 33–43.
- [37] Marsac F, Blanc J-L L. Dynamics of enso events in the Indian ocean: to what extent would recruitment and catchability of tropical tunas be affected? [R]. 7th Expert Consultation on Indian Ocean Tunas. Victoria, Seychelles, 1998.

Time series wavelet characters of the catch rate of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) caught by longline fishery in northwest Indian Ocean

YANG Xiao-ming^{1,2,3}, ZHOU Ying-qi^{1,2,3}, CHEN Xin-jun^{1,2,3}, TIAN Si-quan^{1,2,3}, ZHU Guo-ping^{1,2,3}

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

Abstract: Based on the data from Japanese tuna longline fishery statistics from 1965 to 2006 in the northwest Indian Ocean (NWIO), the variation of the monthly catch rate of bigeye tuna (*Thunnus obesus*)(BET), Indian Oscillation Index (IOI) and the relationship between the above variables were analyzed by using wavelet technique. The result showed that the primary multi-year wavelet periodic bands of the BET's catch rate time series ranged from 48 to 60 month. The dominant periodic bands of IOI were month 36 and month 60, and seesaw effect occurred between the two oscillations amplitude. The wavelet-cross analysis indicated that there are strong response associations between IOI and BET's catch rate on the temporal scale of month 36 and month 60 before 1994. However, unclear associations can be found between the above variables after 1994. On the temporal scale of 4 years oscillation periodic band, there was a gap of 1–3 year between IOI and BET's catch rate, and mean gap was about 1.5 years. IOI's oscillation period was not stable and varied from 3 to 6 years, while signal oscillation of BET's catch rate was relative stable. Due to fishing factors, the oscillation signal of BET's catch rate weak ened gradually in recent years. Finally, after excluding effects on BET's catch rate caused by great spatio temporal variation of fishing effort and fishery resources, the wavelet features of BET's catch rate signal and its link with IOI were discussed from fisheries and environmental factors. [Journal of Fishery Sciences of China, 2009, 16 (6) : 941–948]

Key words: bigeye tuna; catch rate; time series analysis; wavelet analysis; Northwest Indian Ocean **Corresponding author**: ZHOU Ying-qi. E-mail: yqzhou@shou.edu.cn