

A NOVEL METHOD TO ESTIMATE RELATIVE ABUNDANCE FROM PURSE-SEINE CATCH-PER-SET DATA USING KNOWN ABUNDANCE OF ANOTHER SPECIES

by

Mark N. Maunder and Simon D. Hoyle

CONTENTS

| | |
|----------------------|-----|
| 1. Abstract..... | 283 |
| 2. Introduction..... | 283 |
| 3. Methods..... | 284 |
| 4. Application..... | 285 |
| 5. Results..... | 285 |
| 6. Discussion..... | 285 |
| Figures..... | 287 |
| Table..... | 292 |
| References..... | 297 |

1. ABSTRACT

A method is developed to generate indices of relative abundance from purse-seine catch-per-set data. The ratios through time of catches of the species of interest to a species for which reliable estimates of abundance are available are used to create the index, which is adjusted by the abundance of the second species. The method is put into a general linear model (GLM) context to eliminate variation caused by other factors (*e.g.* latitude). The method is applied to skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean caught in purse-seine sets on floating objects, using the abundance of bigeye tuna from stock assessments. Additional analyses for yellowfin tuna are used as a test of the method by comparing the index of relative abundance obtained by this new method with stock assessment estimates of abundance. The results show some consistency with the stock assessment. However, adjusting for the abundance of bigeye tuna reduced the correlation. Including additional explanatory variables in the GLM had little influence on the index of relative abundance.

2. INTRODUCTION

Indices of relative abundance estimated from catch-per-unit-of-effort (CPUE) data are one of the most commonly used data types in stock assessments. However, there are many problems with using CPUE data to create indices of relative abundance (Hilborn and Walters 1992; Hampton *et al.* 2005; Maunder *et al.* 2006). Analyses that attempt to overcome these problems are frequently applied in stock assessment (Maunder and Punt 2005). For example, general linear models (GLMs) are frequently used to standardize CPUE for factors such as month and area.

Purse-seine CPUE data are particularly problematic, as it is difficult to identify the appropriate unit of effort. In general, effort is defined as the amount of searching time required to find a school of fish on which to set the purse seine.

There are three types of sets in the tuna purse-seine fisheries in the eastern Pacific Ocean (EPO): 1) on tuna associated with dolphins; 2) on tuna associated with floating objects; and 3) on unassociated schools of tuna. These different types of sets have different characteristics and catch different species and/or sizes of tuna. Therefore, the applicability of each type of purse-seine set to standard CPUE analysis varies. Since about 1993, most floating objects are man-made devices, called fish-aggregating devices (FADs), which are planted by the fishermen and have locator beacons so that they can be found easily. These sets are particularly unsuitable for developing indices of abundance, because there is essentially no time spent searching for the FADs.

Currently, there is no reliable index of relative abundance for skipjack tuna in the EPO. This means that the stock assessments (*e.g.* Maunder and Harley 2005) are uncertain. Few skipjack are caught in the

longline fisheries or in purse-seine sets on tuna associated with dolphins. Purse-seine sets on tunas in unassociated schools are generally intermingled with floating-object or dolphin-associated sets. Therefore, the only data set that can be used to estimate a index of relative abundance for skipjack is that for the floating-object purse-seine fishery. A method to analyze the CPUE data from purse-seine sets on tuna associated with floating objects is required to improve the assessments of skipjack tuna in the EPO.

We present a method to estimate relative abundance of skipjack, using purse-seine catch data from sets on tuna associated with floating objects. The method works on the change in ratio of skipjack to a species for which there are reliable estimates of abundance (henceforth referred to as “known” abundance). In this analysis we use estimates of abundance of bigeye tuna from a recent stock assessment (Maunder and Hoyle 2006). To test whether the method works, we apply the approach to yellowfin tuna and compare the results to a recent yellowfin stock assessment (Hoyle and Maunder 2006).

3. METHODS

We develop a method to estimate an index of relative abundance from catch data that are independent of effort. The method is based on the assumption that the ratio of the abundance of the species of interest

(A) to the known abundance of species (B) is the same in the purse-seine catch ($\frac{A^{set}}{B^{set}}$) as in the population ($\frac{A^{pop}}{B^{pop}}$), or at least that the relationship between the ratios is independent of the population size of either species.

$$\frac{A^{set}}{B^{set}} = q \frac{A^{pop}}{B^{pop}}$$

Therefore, the abundance of species A is proportional to the known quantities

$$A^{pop} \propto \frac{A^{set}}{B^{set}} B^{pop}$$

A simple index of relative abundance can be calculated by

$$I_t = \frac{\sum_{i \in t} A_i^{set}}{\sum_{i \in t} B_i^{set}} B_t^{pop}$$

Summing the catch over all sets in a time period for each species, rather than averaging the ratio of the species in each set, avoids dividing by-zero problems in cases for which there is no catch of species B.

However, each set may have different characteristics, so this should be taken into consideration. A general linear modeling approach can be used to model q .

q is modeled using a log-linear model which ensures that the predicted ratio is positive

$$\hat{r}_i = \exp[\beta \mathbf{X}_i] \frac{A_i^{pop}}{B_i^{pop}}$$

where $r_i = \frac{A_i^{set}}{B_i^{set}}$

$$\ln[r_i] = \beta \mathbf{X}_i + \ln[A_i^{pop}] - \ln[B_i^{pop}] + \varepsilon_i$$

where $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$

The logarithm of the ratio can be modeled, using a linear model with an offset equal to the negative of the

logarithm of the abundance of species B and a time categorical variable to represent $\ln [A_t^{pop}]$.

If either A^{set} or B^{set} is zero, numerical problems occur. Therefore, a small constant (*e.g.* 0.1) is added to each.

4. APPLICATION

The change-in-ratio method is applied to skipjack in the EPO, using data from the purse-seine fishery directed at fish associated with floating objects. Initially, the raw catch ratios are computed, and then the full GLM analysis is applied.

For the GLM analysis, all the sets that have a combined catch of species A (skipjack) and species B (bigeye) equal to zero are removed. We used only data for class-6 purse seiners (over 363 tons carrying capacity) which made at least 50 qualifying sets for which data on latitude, longitude, and sea-surface temperature (SST) were available. The GLM uses a monthly time step, but the stock assessments are run on a quarterly time step. Therefore, the bigeye abundance for each quarter from the stock assessment is applied to each month in that quarter for the regression.

In addition, the method is applied to yellowfin so that the results can be compared to estimates of abundance from a stock assessment.

5. RESULTS

The numbers of floating-object sets greatly increased during the 1990s (Figure 1), and catches of tunas also increased during that period (Figure 2). (In Figures 2-9 and Table 1, BET, SKJ, and YFT refer to bigeye, skipjack, and yellowfin tuna, respectively.) However, it was not until late 1994 that the catch of bigeye increased (Figure 2), which is evident in the catch-per-set data (Figure 3). This is probably because of the introduction of FADs at about this time. The lower catch rates of bigeye during the early period caused the ratios of the yellowfin and skipjack catches to the bigeye catches to be much higher in the earlier period (Figure 4). Therefore, data before 1995 were not used in the analyses.

The ratio of yellowfin to bigeye catch in a set shows a trend similar to the relative abundance for floating-object vulnerable yellowfin from the stock assessment (Figure 5). However, the ratio is more variable, and the coefficient of correlation squared (*r*-square) between the ratio of yellowfin to bigeye in a set and the relative abundance for floating-object vulnerable yellowfin is only 0.11. The low *r*-square is probably due to the large spike in 2000. The relationship appears to deteriorate when the ratio is adjusted by the known bigeye abundance (Figure 6), but has a higher *r*-square value of 0.15. The full GLM appears slightly better (Figure 7).

The influence of the known bigeye abundance is less obvious for skipjack, although it is the same because it uses the same bigeye abundance data (Figure 8). For the GLM analysis the data set is reduced, and this may influence the results. However, if only a time effect is added to the GLM, there is little influence on the index of relative abundance (Figure 8).

The first variable included in the model based on the AIC criteria is latitude included as a factor, followed by SST as a quadratic and then vessel (Table 1). The model selection was stopped at this stage despite changes in AIC due to the large number of data points in the analysis and the lack of change in the index of relative abundance. For all models, the time effect was automatically included. The final index of relative abundance is similar to the index of relative abundance when only the time effect is included (Figure 9).

Changing the added constant to 1.0 or 0.01 had essentially no impact on the relative year effect.

6. DISCUSSION

There is a marked change in the catch rates of bigeye in the floating-object fishery around 1994. This is probably due to the increase in the proportion of FADs in the fishery. Future applications of this method should focus just on the FAD fishery (*i.e.* not using the data for sets on flotsam) or the type of floating

object should be included as an explanatory variable in the GLM analysis.

Zero catches in a set for the species of interest or the species with known abundance causes numerical problems in the analysis. A constant was added to both catches to avoid this problem. The analysis was not sensitive to the value of this constant. However, data from periods before 1995 have many more zero catches, particularly for bigeye, and these zero values may cause greater problems for an extended analysis.

The ratio of yellowfin catch to bigeye catch showed trends similar to those for the abundance of floating-object-vulnerable yellowfin from the stock assessment, but it is more variable. However, this relationship in trends was degraded when the ratio was adjusted for the known bigeye abundance. This may indicate that the method is inadequate, or some inadequacies in the yellowfin or bigeye abundance estimates from the stock assessments. Improvements to the analysis may include incorporating spatial structure or fish size into the analysis, as larger fish may show more variation in spatial distribution. Other explanatory variables could be included in the analysis (*e.g.* the catch of other species).

There may be a saturation effect in schools around FADs. This can be taken into consideration by modeling the logarithm of catch of species A, rather than the ratio, and including the catch of species B as an explanatory variable, possibly as a higher-order term.

$$\ln[A_i^{set}] = \beta_1 \mathbf{X}_i + \beta_2 \ln[B_i^{set}] + \beta_3 \ln[B_i^{set}]^2 + \ln[A_i^{pop}] - \ln[B_i^{pop}] + \varepsilon_i$$

The estimated index of relative abundance for skipjack indicates that the population is highly variable. There is an order of magnitude difference between the high and low abundance. The abundance was particularly high in 1999, with peaks in 2003 and 2004, which is consistent with the stock assessment (Maunder and Harley 2005).

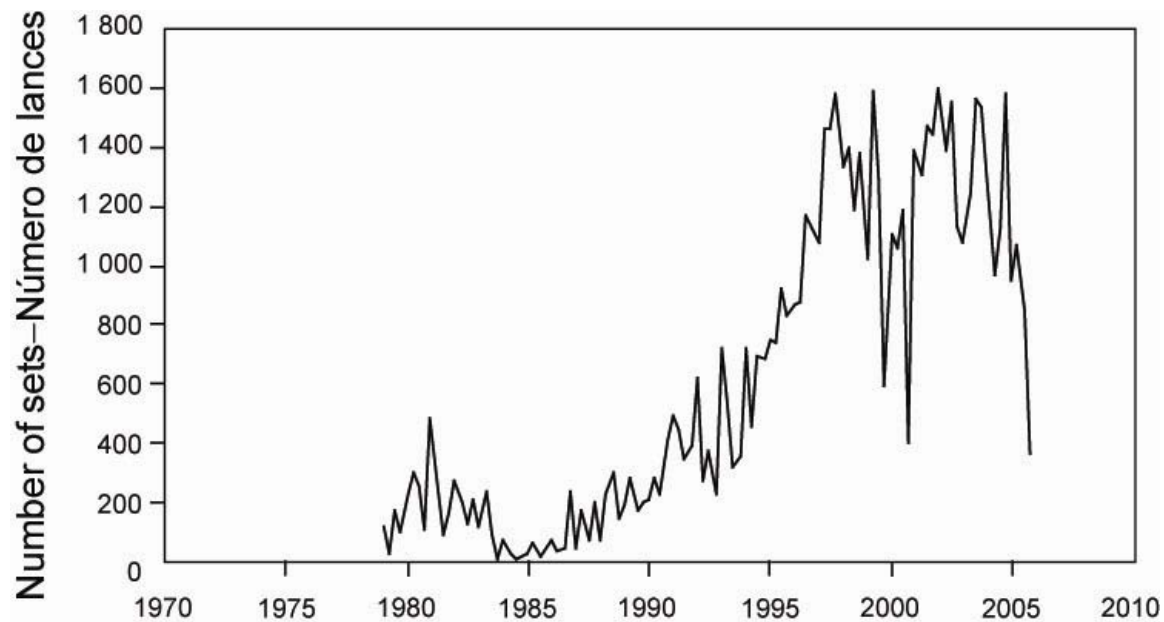


FIGURE 1. Number of sets on fish associated with floating objects in the data base.
FIGURA 1. Número de lances sobre peces asociados con objetos flotantes en la base de datos.

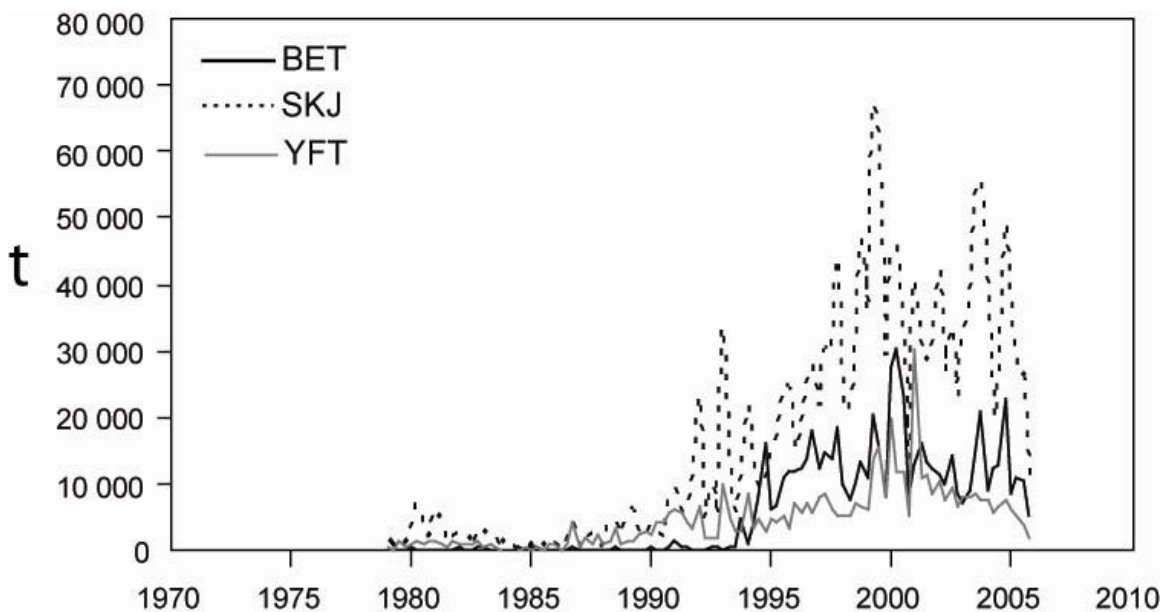


FIGURE 2. Catches of tunas, by species, in the eastern Pacific Ocean by purse-seine vessels with carrying capacities greater than 363 metric tons. t = metric tons.
FIGURA 2. Capturas de atunes, por especie, en el Océano Pacífico oriental por buques cerqueros de más de 363 toneladas métricas de capacidad de acarreo. t = toneladas métricas.

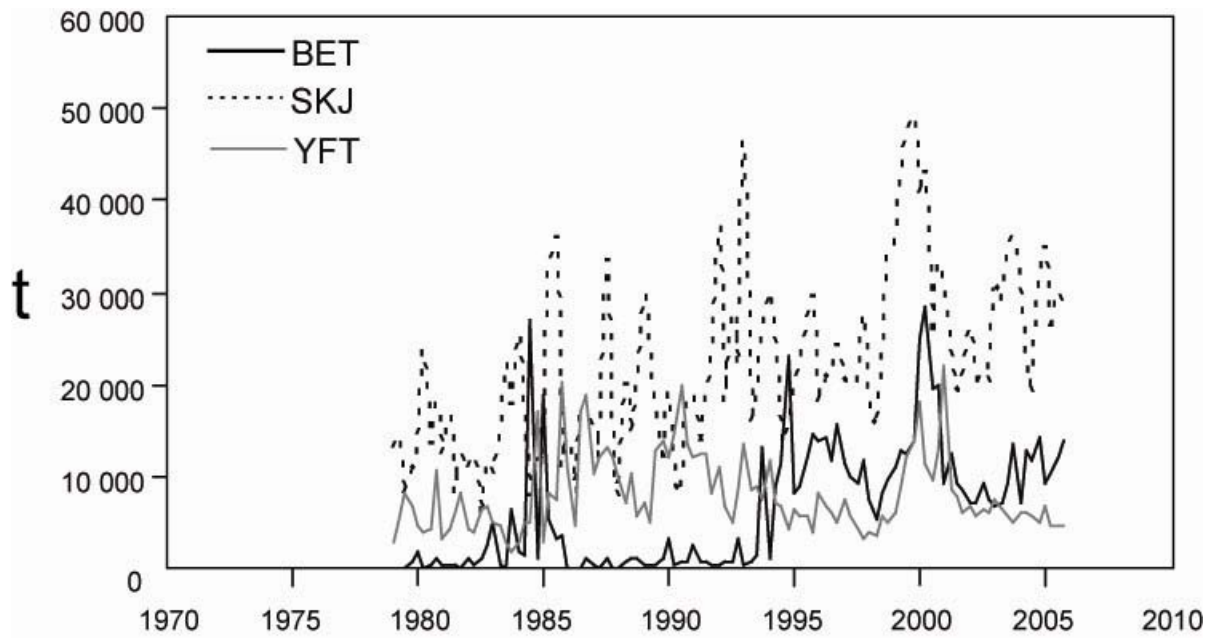


FIGURE 3. Catches per set of tunas, by species, in the eastern Pacific Ocean by purse-seine vessels with carrying capacities greater than 363 metric tons. t = metric tons.

FIGURA 3. Capturas por lance de atunes, por especie, en el Océano Pacífico oriental por buques cerqueros de más de 363 toneladas métricas de capacidad de acarreo. t = toneladas métricas.

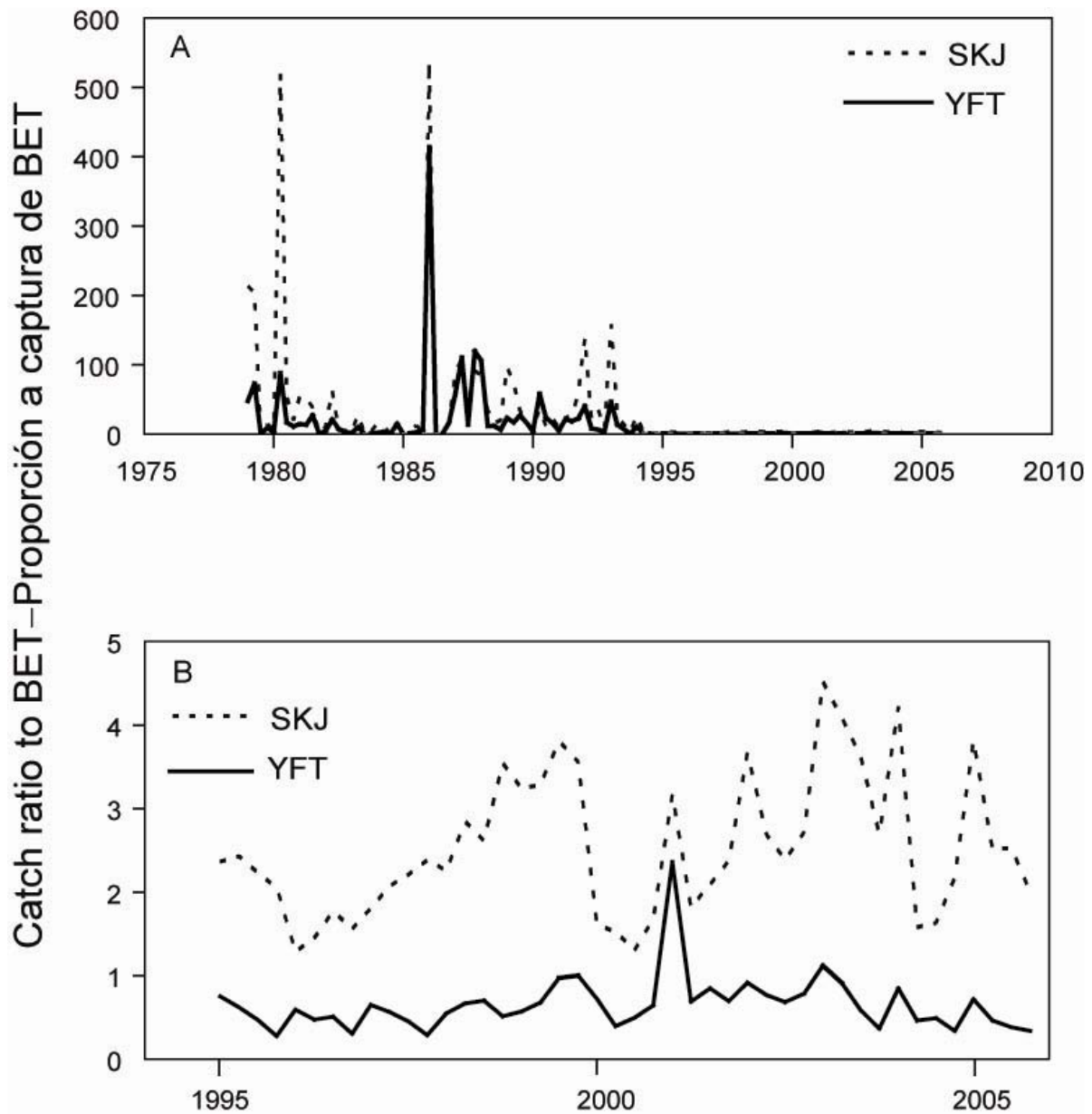


FIGURE 4. Ratio of skipjack and yellowfin to bigeye in the catch, using all floating-object data for the entire time period (upper panel) and the period after the FAD fishery had expanded (lower panel).
FIGURA 4. Proporción de barrilete y aleta amarilla a patudo en la captura, usando todos los datos de objetos flotantes del período de tiempo entero (panel superior) y el período después de la expansión de la pesquería sobre plantados (panel inferior).

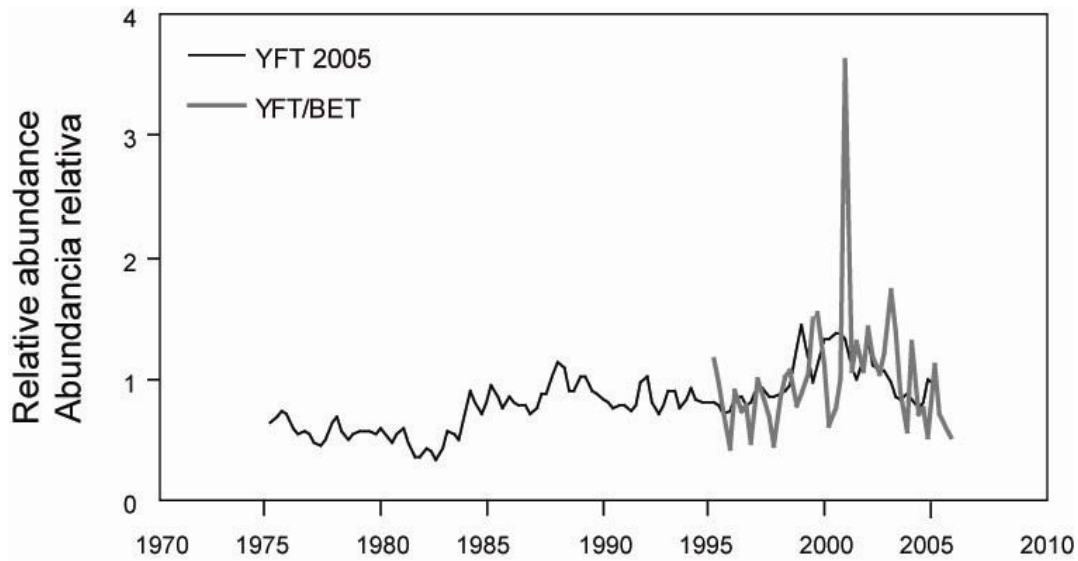


FIGURE 5. Comparison of the ratio of yellowfin to bigeye in the catch (YFT/BET), using all floating-object data for the period after the expansion of the FAD fishery, with the relative abundance of floating object-vulnerable fish from the 2005 assessment (YFT 2005).

FIGURA 5. Comparación de la proporción de aleta amarilla a patudo en la captura (YFT/BET), usando todos los datos de objetos flotantes durante el período después de la expansión de la pesquería sobre plantados, con la abundancia relativa de la evaluación de 2005 (YFT 2005) de los peces vulnerables a los objetos flotantes.

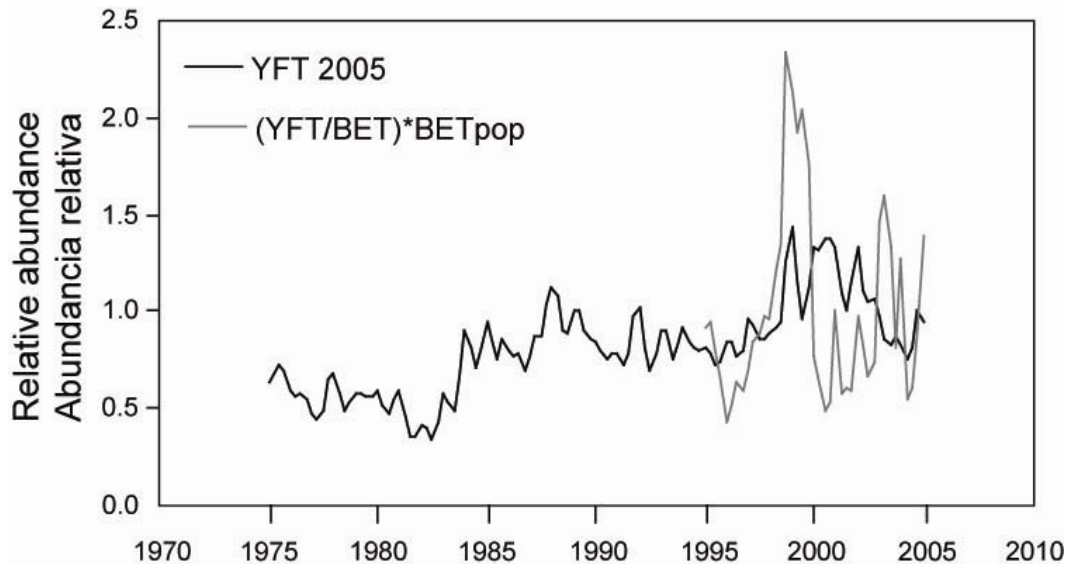


FIGURE 6. Comparison of the ratio of yellowfin to bigeye in the catch, using all floating-object data for the period after the expansion of the FAD fishery, adjusting for the known bigeye abundance ((YFT/BET)*BETpop) with the relative abundance of floating object-vulnerable fish from the 2005 assessment (YFT 2005).

FIGURA 6. Comparación de la proporción de aleta amarilla a patudo en la captura, usando todos los datos de objetos flotantes durante el período después de la expansión de la pesquería sobre plantados ajustando para la abundancia conocida de patudo ((YFT/BET)*BETpop), con la abundancia relativa de los peces vulnerables a los objetos flotantes de la evaluación de 2005 (YFT 2005).

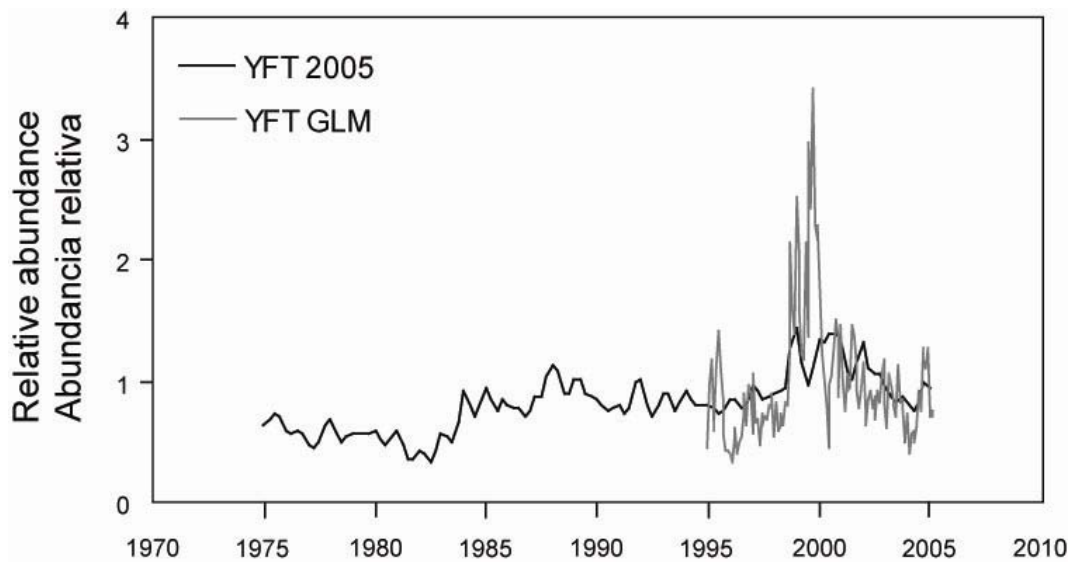


FIGURE 7. Comparison of the index of relative abundance from the GLM for yellowfin (YFT GLM) with the relative abundance of floating object-vulnerable fish from 2005 assessment (YFT 2005).
FIGURA 7. Comparación del índice de abundancia relativa del MLG de aleta amarilla (YFT GLM) con la abundancia relativa de los peces vulnerables a los objetos flotantes de la evaluación de 2005 (YFT 2005).

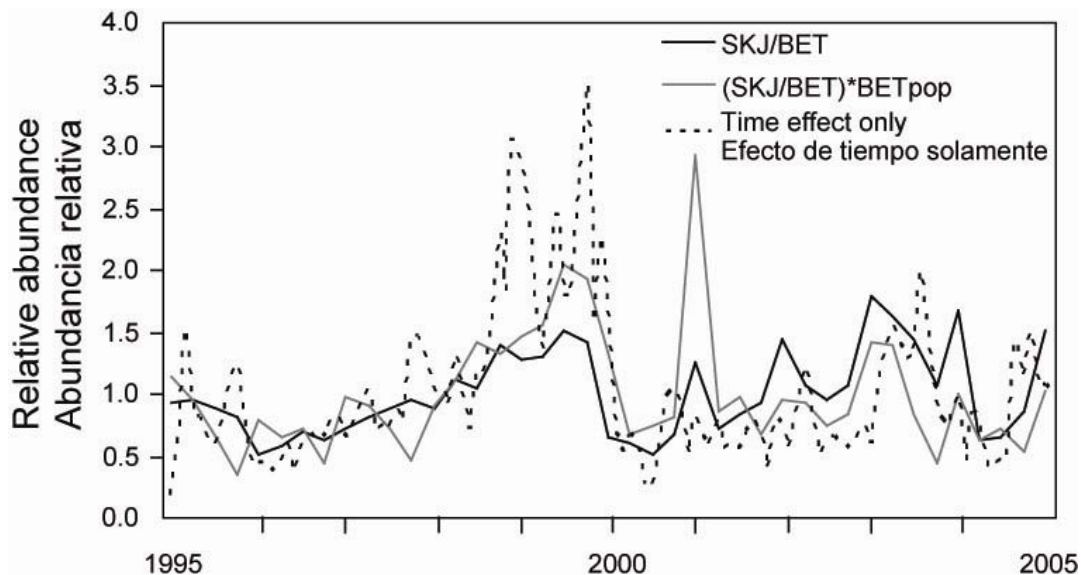


FIGURE 8. Comparison of the ratio of skipjack to bigeye in the catch, using all floating-object data over the period after the expansion of the FAD fishery with $((SKJ/BET)*BETpop)$ and without (SKJ/BET) adjusting for the known abundance of bigeye, with the relative abundance estimated from the GLM on the limited data set using only the time effect.
FIGURA 8. Comparación de la proporción de barrilete a patudo en la captura usando todos los datos de objetos flotantes durante el período después de la expansión de la pesquería sobre plantados con $((SKJ/BET)*BETpop)$ y sin (SKJ/BET) un ajuste por la abundancia conocida de patudo, con la abundancia relativa de patudo estimada a partir del MLG sobre el conjunto limitado de datos que usa el efecto de tiempo solamente.

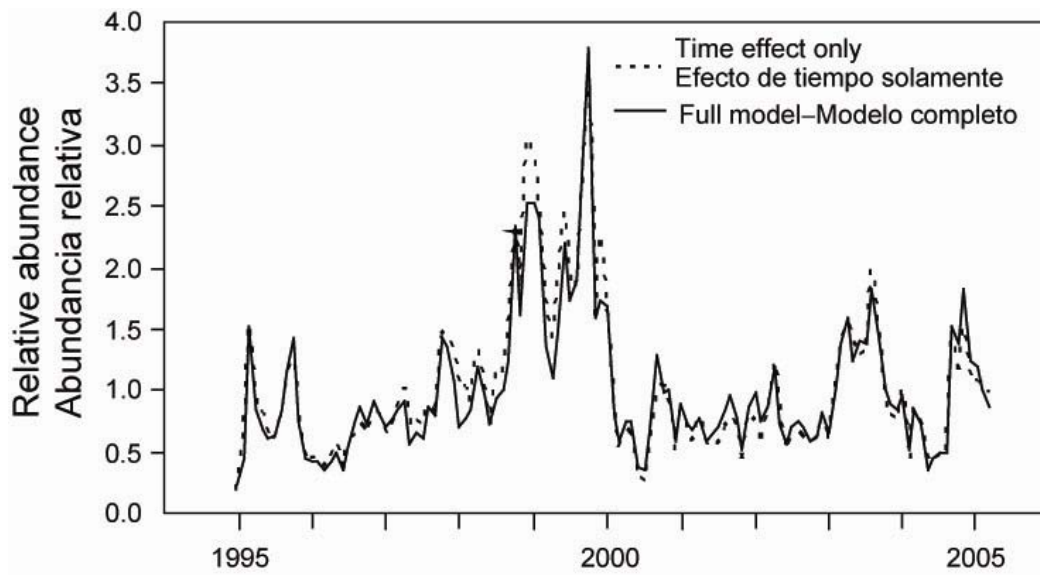


FIGURE 9. Comparison of the index of relative abundance from the full model with that using only the time effect.

FIGURA 9. Comparación del índice de abundancia relativa del modelo completo con aquél que usa el efecto de tiempo solamente.

TABLE 1. AIC values for models tested for skipjack. SST = sea-surface temperature).

TABLA 1. Valores de AIC de los modelos probados para el barrilete. TSM = temperatura superficial del mar.

| Model | Modelo | AIC |
|---------------------------|----------------------------|-------|
| SKJ.time | SKJ.tiempo | 92857 |
| SKJ.time.Lat | SKJ.tiempo.Lat | 92766 |
| SKJ.time.Lon | SKJ.tiempo.Lon | 92859 |
| SKJ.time.SST | SKJ.tiempo.TSM | 92327 |
| SKJ.time.Vessel | SKJ.tiempo.Buque | 92565 |
| SKJ.time.SST2 | SKJ.tiempo.TSM2 | 92320 |
| SKJ.time.Lat2 | SKJ.tiempo.Lat2 | 92768 |
| SKJ.time.Lon2 | SKJ.tiempo.Lon2 | 92817 |
| SKJ.time.LatF | SKJ.tiempo.LatF | 91942 |
| SKJ.time.LonF | SKJ.tiempo.LonF | 92712 |
| SKJ.time.LatLon | SKJ.tiempo.LatLon | 92757 |
| SKJ.time.LatF.SST2 | SKJ.tiempo.LatF.TSM2 | 91777 |
| SKJ.time.LatF.Vessel | SKJ.tiempo.LatF.Buque | 91591 |
| SKJ.time.LatF.SST2.Vessel | SKJ.tiempo.LatF.TSM2.Buque | 91423 |

UN MÉTODO NOVEDOSO PARA ESTIMAR LA ABUNDANCIA RELATIVA A PARTIR DE DATOS DE CAPTURA CERQUERA POR LANCE USANDO LA ABUNDANCIA CONOCIDA DE OTRA ESPECIE

por

Mark N. Maunder y Simon D. Hoyle

ÍNDICE

| | |
|----------------------|-----|
| 1. Resumen..... | 293 |
| 2. Introducción..... | 293 |
| 3. Métodos..... | 294 |
| 4. Aplicación..... | 295 |
| 5. Resultados..... | 295 |
| 6. Discusión..... | 296 |
| Referencias..... | 297 |
| Figuras..... | 287 |
| Tabla..... | 292 |

1. RESUMEN

Se elabora un método para generar índices de abundancia relativa a partir de datos de captura cerquera por lance. Para crear el índice, se usan los cocientes por el tiempo de las capturas de la especie de interés a una especie para la cual se dispone de estimaciones fidedignas de abundancia; este índice es ajustado por la abundancia de la segunda especie. El método es incorporado en un contexto de modelo lineal general (MLG) para eliminar variación causada por otros factores (latitud, por ejemplo). Se aplica el método al atún barrilete en el Océano Pacífico oriental capturado en lances cerqueros sobre objetos flotantes, usando la abundancia del atún patudo de la evaluación de poblaciones. Se usan análisis adicionales del atún aleta amarilla como prueba del método mediante una comparación del índice de abundancia relativa obtenido con este nuevo método con las estimaciones de abundancia de la evaluación de poblaciones. Los resultados muestran cierta consistencia con la evaluación de poblaciones, pero el ajuste por la abundancia del atún patudo redujo la correlación. La inclusión de variables explicatorias adicionales en el MLG ejerció poca influencia sobre el índice de abundancia relativa.

2. INTRODUCCIÓN

Los índices de abundancia relativa estimados a partir de datos de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) datos son uno de los tipos de datos de uso más común en la evaluación de poblaciones. No obstante, existen muchos problemas con el uso de datos de CPUE para crear índices de abundancia relativa (Hilborn y Walters 1992; Hampton *et al.* 2005; Maunder *et al.* 2006). Análisis que procuran superar estos problemas son aplicados frecuentemente en la evaluación de poblaciones (Maunder y Punt 2005); por ejemplo, se usan a menudo modelos lineales generales (MLG) para estandarizar la CPUE para factores tales como mes y área.

Los datos de CPUE cerquera son particularmente problemáticos, ya que es difícil identificar la unidad de esfuerzo apropiada. En general, se define el esfuerzo como la cantidad de tiempo necesario para encontrar un cardumen de peces sobre el cual calar la red de cerco.

Se efectúan tres tipos de lance en las pesquerías atuneras de cerco en el Océano Pacífico oriental (OPO): 1) sobre atunes asociados con delfines; 2) sobre atunes asociados con objetos flotantes; y 3) sobre atunes no asociados. Estos distintos tipos de lances tienen características diferentes y capturan atunes de diferentes especies y/o tamaños. Por lo tanto, la aplicabilidad de cada tipo de lance cerquero al análisis de CPUE estándar varía. Desde aproximadamente 1993, la mayoría de los objetos flotantes son los llamados “plantados”, objetos artificiales “sembrados” por los pescadores que llevan balizas localizadoras para permitir encontrarlos fácilmente. Estos lances son particularmente inadecuados para elaborar índices

de abundancia, porque esencialmente no se pasa ningún tiempo buscando el plantado.

Actualmente, no existe un índice fidedigno de abundancia relativa para el barrilete en el OPO. Esto significa que las evaluaciones de poblaciones (por ejemplo, Maunder y Harley 2005) son inciertas. Se captura poco barrilete en las pesquerías palangreras o en lances cerqueros sobre atunes asociados con delfines. Los lances cerqueros sobre atunes no asociados están generalmente entremezclados con lances sobre objetos flotantes o delfines. Por lo tanto, el único conjunto de datos que se puede usar para estimar un índice de abundancia relativa para el barrilete es aquél de la pesquería cerquera sobre objetos flotantes. Es necesario un método para analizar los datos de CPUE de lances cerqueros sobre atunes asociados con objetos flotantes para mejorar las evaluaciones del barrilete en el OPO.

Presentamos un método para estimar la abundancia relativa del barrilete, usando datos de captura cerquera de lances sobre atunes asociados con objetos flotantes. El método funciona sobre el cambio en el cociente de barrilete a una especie para la cual existen estimaciones fidedignas de abundancia (en lo sucesivo la abundancia “conocida”). En el presente análisis usamos estimaciones de abundancia del plantado de una evaluación de poblaciones reciente (Maunder y Hoyle 2006). Para probar si el método funciona, lo aplicamos al aleta amarilla y comparamos los resultados a una evaluación de poblaciones reciente de esa especie (Hoyle y Maunder 2006).

3. MÉTODOS

Elaboramos un método para estimar un índice de abundancia relativa de los datos de captura que son independientes del esfuerzo. El método se basa en el supuesto que el cociente de la abundancia de la especie de interés (A) a la abundancia conocida de la especie (B) es igual en la captura cerquera ($\frac{A^{set}}{B^{set}}$)

que en la población ($\frac{A^{pop}}{B^{pop}}$), o al menos que la relación entre los cocientes es independiente del tamaño de la población de cualquiera de las dos especies.

$$\frac{A^{set}}{B^{set}} = q \frac{A^{pop}}{B^{pop}}$$

Por lo tanto, la abundancia de la especie A es proporcional a las cantidades conocidas

$$A^{pop} \propto \frac{A^{set}}{B^{set}} B^{pop}$$

Se puede calcular un sencilla índice de abundancia relativa con

$$I_t = \frac{\sum_{i \in t} A_i^{set}}{\sum_{i \in t} B_i^{set}} B_t^{pop}$$

Sumar la captura sobre todos los lances en un período de tiempo para cada especie, en lugar de promediar la proporción de la especie en cada lance, evita problemas de dividir por cero en los casos en los cuales no hay captura de especie B.

Sin embargo, cada lance puede tener características diferentes, y se debería tomar esto en consideración. Se puede usar un enfoque de modelo lineal general para modelar q .

Se modela q usando un modelo lineal logarítmico que asegura que el cociente predicho es positivo

$$\hat{r}_i = \exp[\beta \mathbf{X}_i] \frac{A_t^{pop}}{B_t^{pop}}$$

donde $r_i = \frac{A_i^{set}}{B_i^{set}}$

$$\ln[r_i] = \beta \mathbf{X}_i + \ln[A_i^{pop}] - \ln[B_i^{pop}] + \varepsilon_i$$

donde $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$

El logaritmo del cociente puede ser modelado, usando un modelo lineal con un retraso igual al negativo del logaritmo de la abundancia de la especie B y una variable categórica de tiempo para representar $\ln[A_i^{pop}]$.

Si A^{set} o B^{set} es cero, ocurren problemas numéricos. Por lo tanto, se añade una pequeña constante (por ejemplo, 0,1) a cada uno.

4. APLICACIÓN

Se aplica el método de cambio en cociente al barrilete en el OPO, usando datos de la pesquería cerquera dirigida hacia peces asociados con objetos flotantes. Inicialmente, se computan los cocientes brutos de captura, y entonces se aplica el análisis MLG completo.

Para el análisis MLG, se eliminan todos los lances con una captura combinada de especie A (barrilete) y especie B (patudo) igual a cero. Usamos solamente los datos de cerqueros de clase 6 (de más de 363 toneladas de capacidad de acarreo) que realizaron al menos 50 lances calificados de los cuales contamos con datos de latitud, longitud, y temperatura superficial del mar (TSM). El MLG usa períodos mensuales, mientras que la evaluación de poblaciones se basa en trimestres. Por lo tanto, la abundancia del patudo en cada trimestre de la evaluación de poblaciones es aplicada a cada mes en ese trimestre para la regresión.

Además, se aplica el método al aleta amarilla para que los resultados puedan ser comparados con las estimaciones de abundancia de una evaluación de poblaciones.

5. RESULTADOS

El número de lances sobre objetos flotantes aumentó mucho durante los años 1990 (Figura 1), y las capturas de atunes también aumentaron durante esa década (Figura 2), pero no fue sino hasta fines de 1994 que aumentó la captura de patudo (Figura 2), lo cual es evidente en los datos de captura por lance (Figura 3). (En las Figuras 2-9 y la Tabla 1, las siglas BET, SKJ, y YFT significan atún patudo, barrilete, y aleta amarilla, respectivamente.) Esto se debe probablemente a que los plantados fueron introducidos en ese tiempo. Las tasas de captura menores de patudo durante el período temprano causaron que las proporciones de las capturas de aleta amarilla y barrilete a las capturas de patudo fuesen mucho más altas en el período más temprano (Figura 4). Por lo tanto, no se usaron los datos de antes de 1995 en los análisis.

La proporción de captura de aleta amarilla a patudo en un lance muestra una tendencia similar a la abundancia relativa en el caso del aleta amarilla vulnerable a los objetos flotantes de la evaluación de poblaciones (Figura 5). Sin embargo, la proporción es más variable, y el coeficiente de correlación cuadrado (r cuadrado) entre la proporción de aleta amarilla a patudo en un lance y la abundancia relativa del aleta amarilla vulnerable a los objetos flotantes es solamente 0,11. El r cuadrado bajo se debe probablemente al gran pico en 2000. La relación parece deteriorar cuando se ajusta la proporción por la abundancia conocida del patudo (Figura 6), pero tiene un valor de r cuadrado mayor de 0,15. El MLG completo parece ligeramente mejor (Figura 7).

La influencia de la abundancia conocida del patudo es menos obvia en el caso del barrilete, aunque es igual porque usa los mismos datos de abundancia de patudo (Figura 8). Para el análisis de MLG el conjunto de datos es reducido, y esto podría afectar los resultados. No obstante, si se añade al MLG un efecto de tiempo solamente, hay poca influencia sobre el índice de abundancia relativa (Figura 8).

La primera variable incluida en el modelo basado en los criterios AIC es latitud incluida como factor, seguida por TSM como cuadrático y luego buque (Tabla 1). La selección del modelo fue parada en esta etapa a pesar de cambios en AIC debido al gran número de puntos de datos en el análisis y la falta de cambio en el índice de abundancia relativa. Para todos los modelos, el efecto de tiempo fue incluido automáticamente. El índice de abundancia relativa final es similar al índice de abundancia relativa cuando se incluye solamente el efecto de tiempo (Figura 9).

Cambiar la constante añadida a 1,0 o 0,01 no ejerció esencialmente ningún impacto sobre el efecto relativo de año.

6. DISCUSIÓN

Hay un cambio marcado en las tasas de captura de patudo en la pesquería sobre objetos flotantes alrededor de 1994. Esto se debe probablemente al incremento en la proporción de plantados en la pesquería. Las aplicaciones futuras de este método debería enfocar solamente en la pesquería sobre plantados (o sea, sin usar los datos de lances sobre objetos flotantes naturales) o el tipo de objeto flotante debería ser incluido como variable explicativa en el análisis MLG.

Capturas nulas en un lance de la especie de interés o la especie de abundancia conocida causa problemas numéricos en el análisis. Se añadió una constante a ambas capturas para evitar este problema. El análisis no fue sensible al valor de esta constante. Los datos de los períodos antes de 1995 tienen muchas más capturas nulas, particularmente de patudo, y estos valores nulos podrían causar mayores problemas para un análisis extendido.

La proporción de captura de aleta amarilla a captura de patudo mostró tendencias similares a aquéllas de la abundancia relativa en el caso del aleta amarilla vulnerable a la pesca sobre objetos flotantes de la evaluación de poblaciones, pero esta relación en tendencias fue degradada cuando la proporción fue ajustada por la abundancia conocida del patudo. Esto podría indicar que el método es inadecuado, o ciertas insuficiencias en las estimaciones de abundancia del aleta amarilla o patudo de la evaluación de poblaciones. Las mejoras del análisis podrían incluir la incorporación de estructura especial o tamaño del pescado en el análisis, ya que los peces de mayor tamaño podrían mostrar más variación en la distribución espacial. Otras variables explicativas podrían ser incluidas en el análisis (por ejemplo, la captura de otras especies).

Podría haber un efecto de saturación en los cardúmenes asociados con plantados. Esto puede ser tomado en consideración mediante el modelado del logaritmo de la captura de especie A, en lugar del cociente, y la inclusión de la captura de la especie B como variable explicativa, posiblemente como término de orden mayor.

$$\ln \left[A_i^{set} \right] = \beta \mathbf{X}_i + \beta_2 \ln \left[B_i^{set} \right] + \beta_3 \ln \left[B_i^{set} \right]^2 + \ln \left[A_t^{pop} \right] - \ln \left[B_t^{pop} \right] + \varepsilon_i$$

El índice de abundancia relativa estimado para el atún barrilete indica que la población es altamente variable. Hay una diferencia de un orden de magnitud entre la abundancia alta y baja. La abundancia fue particularmente alta en 1999, con picos en 2003 y 2004, lo cual es consistente con la evaluación de poblaciones (Maunder y Harley 2005).

REFERENCIAS

- Hampton, J., J.R. Sibert, P. Kleiber, M.N. Maunder, and S.J. Harley. 2005. Decline of Pacific tuna populations exaggerated? *Nature*, 43 (7037): E1-E2.
- Hilborn, R. and C.J. Walters. 1992 *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty*. Chapman and Hall, New York: 570 p.
- Hoyle, S.D. and M.N. Maunder. 2006. Status of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean in 2004 and outlook for 2005. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 6*: 3-102.
- Maunder, M.N. and S.J. Harley. 2005. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean in 2003 and outlook for 2004. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 5*: 109-167.
- Maunder, M.N. and S.D. Hoyle. 2006. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2004 and outlook for 2005. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 6*: 103-206.
- Maunder, M.N. and A.E. Punt. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. *Fish. Res.*, 70 (2-3): 141-159.
- Maunder, M.N., J.R. Sibert, A. Fonteneau, J. Hampton, P. Kleiber, and S. Harley. 2006. Interpreting catch-per-unit-of-effort data to assess the status of individual stocks and communities. *ICES Jour. Mar. Sci.*, 63 (8): 1373-1385.

