

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

Stock Assessment Report 13

Informe de Evaluación de Stocks 13

STATUS OF THE TUNA AND BILLFISH STOCKS IN 2011
CONDICIÓN DE LOS STOCKS DE ATUNES Y PECES PICUDOS EN 2011

La Jolla, California

2012

INTRODUCTION

This report consists of seven background documents on tunas, reference points and in-port sampling prepared for the Scientific Advisory Committee of the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC), held in La Jolla, California, USA, on 15-18 May 2012.

CONTENTS

1. Status of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean in 2011 and outlook for the future <i>by Alexandre Aires-da-Silva and Mark N. Maunder</i>	3
2. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2011 and outlook for the future <i>by Alexandre Aires-da-Silva and Mark N. Maunder</i>	18
3. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean in 2011 <i>by Mark N. Maunder</i>	33
4. Updated indicators of stock status for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean <i>by Mark N. Maunder</i>	71
5. Preliminary analysis of historical and recent skipjack tuna tagging data to explore information on exploitation rates <i>by Mark N. Maunder</i>	77
6. Reference points, decision rules, and management strategy evaluation for tunas and associated species in the eastern Pacific Ocean <i>by Mark N. Maunder</i>	107
7. Progress report on the development of poststratified estimators of total catch for the purse-seine fishery port-sampling data <i>by Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, Patrick K. Tomlinson, Alexandre Aires-da-Silva, Alejandro Pérez</i>	121

INTRODUCCIÓN

El presente informe es integrado por siete documentos de información sobre atunes, puntos de referencia, y el muestreo en puerto preparados para la reunión del Comité Científico Asesor de la Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT), celebrada en La Jolla, California (EE.UU.) 15-18 mayo de 2012.

ÍNDICE

1. Condición del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental en 2011 y perspectivas para el futuro <i>por Alexandre Aires-da-Silva y Mark N. Maunder</i>	15
2. Condición del atún patudo en el Océano Pacífico oriental en 2011 y perspectivas para el futuro <i>por Alexandre Aires-da-Silva y Mark N. Maunder</i>	30
3. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental en 2011 <i>por Mark N. Maunder</i>	61
4. Indicadores actualizados de la condición de la población de atún barrilete en el Océano Pacífico oriental <i>por Mark N. Maunder</i>	74
5. Análisis preliminar de datos históricos y recientes de marcado de barrilete para explorar información sobre las tasas de explotación <i>por Mark N. Maunder</i>	102
6. puntos de referencia, reglas de decisión, y evaluaciones de estrategia de ordenación para los atunes y especies asociadas en el Océano Pacífico oriental <i>por Mark N. Maunder</i>	115
7. Informe de avances en el desarrollo de estimadores posestratificados de la captura total para los datos de muestreo en puerto de la pesquería de cerco <i>por Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, Patrick K. Tomlinson, Alexandre Aires-da-Silva, Alejandro Pérez</i>	135

STATUS OF YELLOWFIN TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN IN 2011 AND OUTLOOK FOR THE FUTURE

Alexandre Aires-da-Silva and Mark N. Maunder

This report presents the most current stock assessment of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the eastern Pacific Ocean (EPO). An integrated statistical age-structured stock assessment model (Stock Synthesis Version 3.23b) was used in the assessment, which is based on the assumption that there is a single stock of yellowfin in the EPO. This model is the same as that used in the previous assessment ([IATTC Stock Assessment Report 12](#)). Yellowfin are distributed across the Pacific Ocean, but the bulk of the catch is made in the eastern and western regions. The purse-seine catches of yellowfin are relatively low in the vicinity of the western boundary of the EPO. The movements of tagged yellowfin are generally over hundreds, rather than thousands, of kilometers, and exchange between the eastern and western Pacific Ocean appears to be limited. This is consistent with the fact that longline catch-per-unit-of-effort (CPUE) trends differ among areas. It is likely that there is a continuous stock throughout the Pacific Ocean, with exchange of individuals at a local level, although there is some genetic evidence for local isolation. Movement rates between the EPO and the western Pacific cannot be estimated with currently-available tagging data.

The stock assessment requires substantial amounts of information, including data on retained catches, discards, indices of abundance, and the size compositions of the catches of the various fisheries. Assumptions have been made about processes such as growth, recruitment, movement, natural mortality, fishing mortality, and stock structure. The assessment for 2011 is identical to that of 2010 except for updated and new data. The catch data for the surface fisheries have been updated and new data added for 2011. New or updated longline catch data are available for China (2010), Chinese Taipei (2008-2010), French Polynesia (2010), Japan (2007-2010), Korea (2009-2011) and the United States (2009-2010). Surface fishery CPUE data were updated, and new CPUE data added for 2011. New or updated CPUE data are available for the Japanese longline fleet (2007-2010). New surface-fishery size-composition data for 2011 were added. New or updated length-frequency data are not available for the Japanese longline fleet.

In general, the recruitment of yellowfin to the fisheries in the EPO is variable, with a seasonal component. This analysis and previous analyses have indicated that the yellowfin population has experienced two, or possibly three, different recruitment productivity regimes (1975-1982, 1983-2002, and 2003-2009) (Figure 1). Although the two most recent annual recruitments (2010 and 2011) were estimated at about average levels, these estimates are highly uncertain. The productivity regimes correspond to regimes in biomass, with higher-productivity regimes producing greater biomass levels. A stock-recruitment relationship is also supported by the data from these regimes, but the evidence is weak, and this is probably an artifact of the apparent regime shifts.

The average weights of yellowfin taken from the fishery have been fairly consistent over time, but vary substantially among the different fisheries. In general, the floating-object, northern unassociated, and pole-and-line fisheries capture younger, smaller yellowfin than do the southern unassociated, dolphin-associated, and longline fisheries. The longline fisheries and the dolphin-associated fishery in the southern region capture older, larger yellowfin than the northern and coastal dolphin-associated fisheries.

Significant levels of fishing mortality have been estimated for the yellowfin fishery in the EPO (Figure 2). These levels are highest for middle-aged yellowfin. Historically, the dolphin-associated and unassociated purse-seine fisheries have the greatest impact on the spawning biomass of yellowfin, followed by the floating-object fisheries. In more recent years, the impact of the floating-object fisheries has been slightly greater than that by unassociated fisheries. The impact of the longline and purse-seine discard fisheries is much less (Figure 3).

There has been a large retrospective pattern of overestimating recent recruitment. This pattern, in

combination with the wide confidence intervals of the estimates of recent recruitment, indicate that these estimates and those of recent biomass are uncertain.

Historically, the spawning biomass ratio (the ratio of the spawning biomass to that of the unfished population; SBR) of yellowfin in the EPO was below the level corresponding to the maximum sustainable yield (MSY) during 1977-1983, coinciding with the low productivity regime, but above that level during most of the following years, except for the recent period (2005-2007 and 2010-2011) (Figure 4). The 1984 increase in the SBR is attributed to the regime change, and the recent decrease may be a reversion to an intermediate productivity regime. The different productivity regimes may support different MSY levels and associated SBR levels. The SBR at the start of 2012 was estimated to be 0.26, above the level corresponding to the MSY (0.25). The recent SBR levels (2010-2011) predicted by the current assessment are more optimistic than those produced by the previous assessment, which indicated a sharp decline in the levels of spawning biomass since 2009 ([IATTC Stock Assessment Report 12](#)). This result is due to a decline in the fishing mortality levels for middle-age and older yellowfin tuna since 2009, which is estimated by the current assessment (Figure 2). The effort levels are estimated to be less than those that would support the MSY (based on the current distribution of effort among the different fisheries) (Figure 5), and recent catches are below MSY (Table 1). It is important to note that the curve relating the average sustainable yield to the long-term fishing mortality is very flat around the MSY level (Figure 6). Therefore, moderate changes in the long-term levels of effort will change the long-term catches only marginally, while changing the biomass considerably. Reducing fishing mortality below the level at MSY would result in only a marginal decrease in the long-term average yield, with the benefit of a relatively large increase in the spawning biomass. In addition, if management is based on the base case assessment (which assumes that there is no stock-recruitment relationship), when in fact there is such a relationship, there would be a greater loss in yield than if management is based on assuming a stock-recruitment relationship when in fact there is no relationship (Figure 6).

The MSY calculations indicate that, theoretically at least, catches could be increased if the fishing effort were directed toward longlining and purse-seine sets on yellowfin associated with dolphins. This would also increase the SBR levels.

The MSY has been stable during the assessment period (1975-2011) (Figure 7), which suggests that the overall pattern of selectivity has not varied a great deal through time. However, the overall level of fishing effort has varied with respect to the level corresponding to MSY.

If a stock-recruitment relationship is assumed, the outlook is more pessimistic, and current effort is estimated to be above the level corresponding to the MSY (Table 1). Previous assessments have also indicated that the status of the stock is also sensitive to the value assumed for the average size of the oldest fish, and more pessimistic results are obtained when larger values are assumed for this parameter. Under current levels of fishing mortality (2009-2011), the spawning biomass is predicted to slightly increase and remain above the level corresponding to MSY (Figure 4). However, the confidence intervals are wide, a retrospective pattern exists in recent recruitment, and there is a moderate probability that the SBR will be substantially above or below this level. In addition, the spawning biomass is predicted to remain below the level corresponding to MSY if a stock-recruitment relationship is assumed (Figure 5). Fishing at F_{msy} is predicted to reduce the spawning biomass slightly from that under current effort and produces slightly higher catches (Figure 8).

Key Results

1. There is uncertainty about recent and future levels of recruitment and biomass. There have been two, and possibly three, different productivity regimes, and the levels of MSY and the biomasses corresponding to the MSY may differ among the regimes. The population may have recently switched from a high to an intermediate productivity regime.
2. The recent fishing mortality rates are lower than those corresponding to the MSY, and the recent levels of spawning biomass are estimated to be at about that level. As described in [IATTC Stock](#)

[Assessment Report 12](#) and previous assessments, these interpretations are uncertain, and highly sensitive to the assumptions made about the steepness parameter of the stock-recruitment relationship, the average size of the older fish, and the assumed levels of natural mortality. The results are more pessimistic if a stock-recruitment relationship is assumed, if a higher value is assumed for the average size of the older fish, and if lower rates of natural mortality are assumed for adult yellowfin;

3. The recent levels of spawning biomass predicted by the current assessment are more optimistic than those from the previous assessment ([IATTC Stock Assessment Report 12](#)). This result is due to a recent decline in the fishing mortality levels for middle-age and older yellowfin tuna since 2009 which is estimated by the current assessment.
4. Increasing the average weight of the yellowfin caught could increase the MSY.

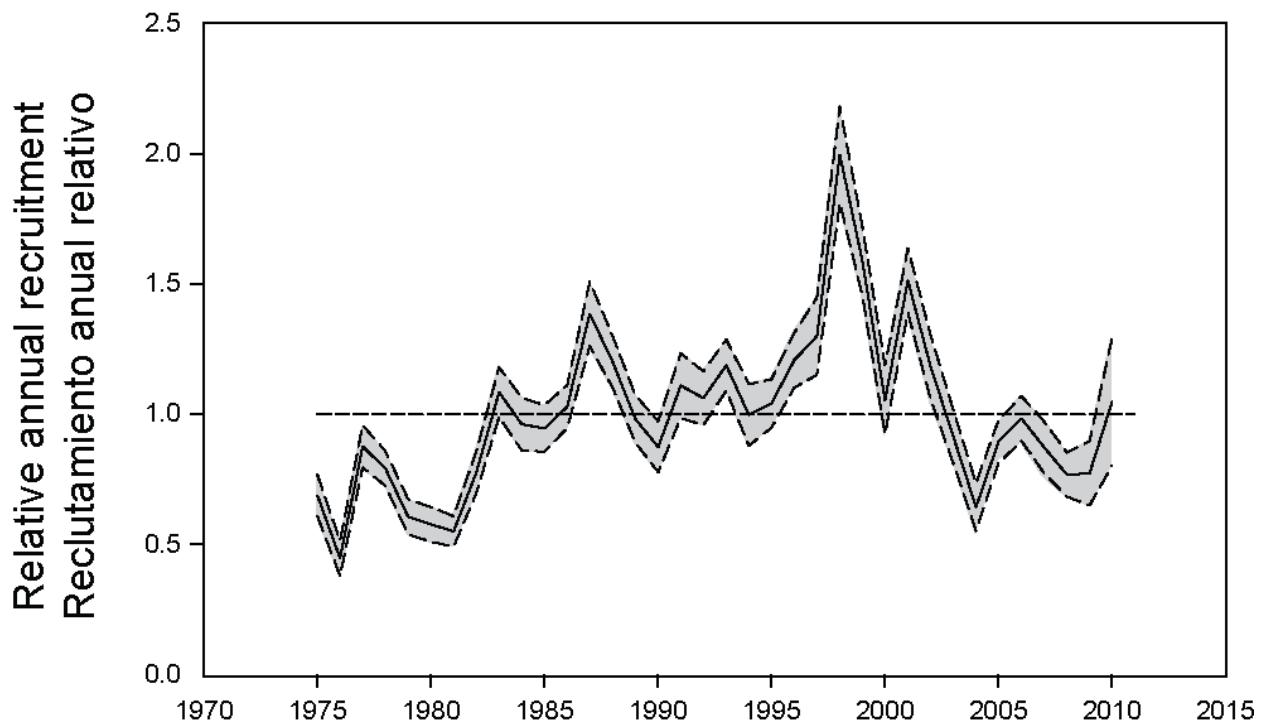


FIGURE 1. Estimated annual recruitment at age zero of yellowfin tuna to the fisheries of the EPO. The estimates are scaled so that the average recruitment is equal to 1.0 (dashed horizontal line). The solid line illustrates the maximum likelihood estimates of recruitment, and the shaded area indicates the approximate 95% confidence intervals around those estimates.

FIGURA 1. Reclutamiento anual estimado a edad cero del atún aleta amarilla a las pesquerías del OPO. Se escalan las estimaciones para que el reclutamiento medio equivalga a 1.0 (línea de trazos horizontal). La línea sólida ilustra las estimaciones de verosimilitud máxima del reclutamiento, y la zona sombreada los límites de confianza de 95% aproximados de las estimaciones.

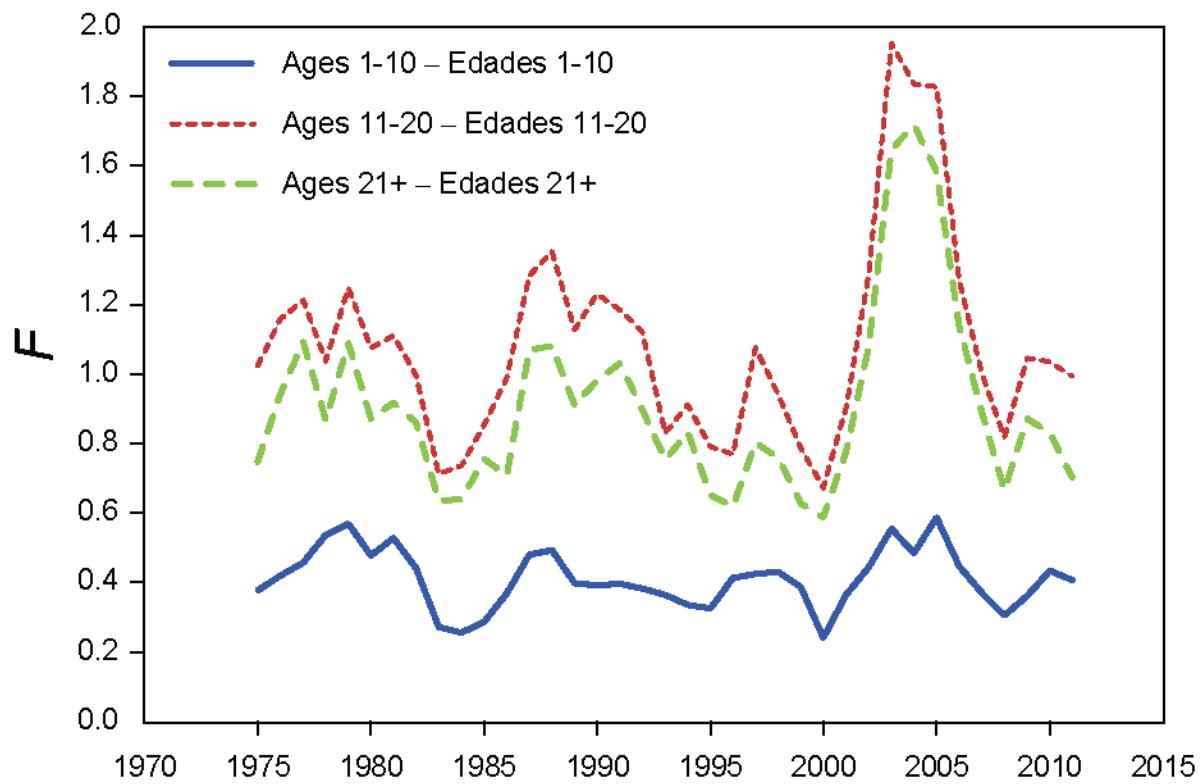


FIGURE 2. Average annual fishing mortality (F) by age groups, by all gears, of yellowfin tuna recruited to the fisheries of the EPO. The age groups are defined by age in quarters.

FIGURA 2. Mortalidad por pesca (F) anual media, por grupo de edad, por todas las artes, de atún aleta amarilla reclutado a las pesquerías del OPO. Se definen los grupos de edad por edad en trimestres.

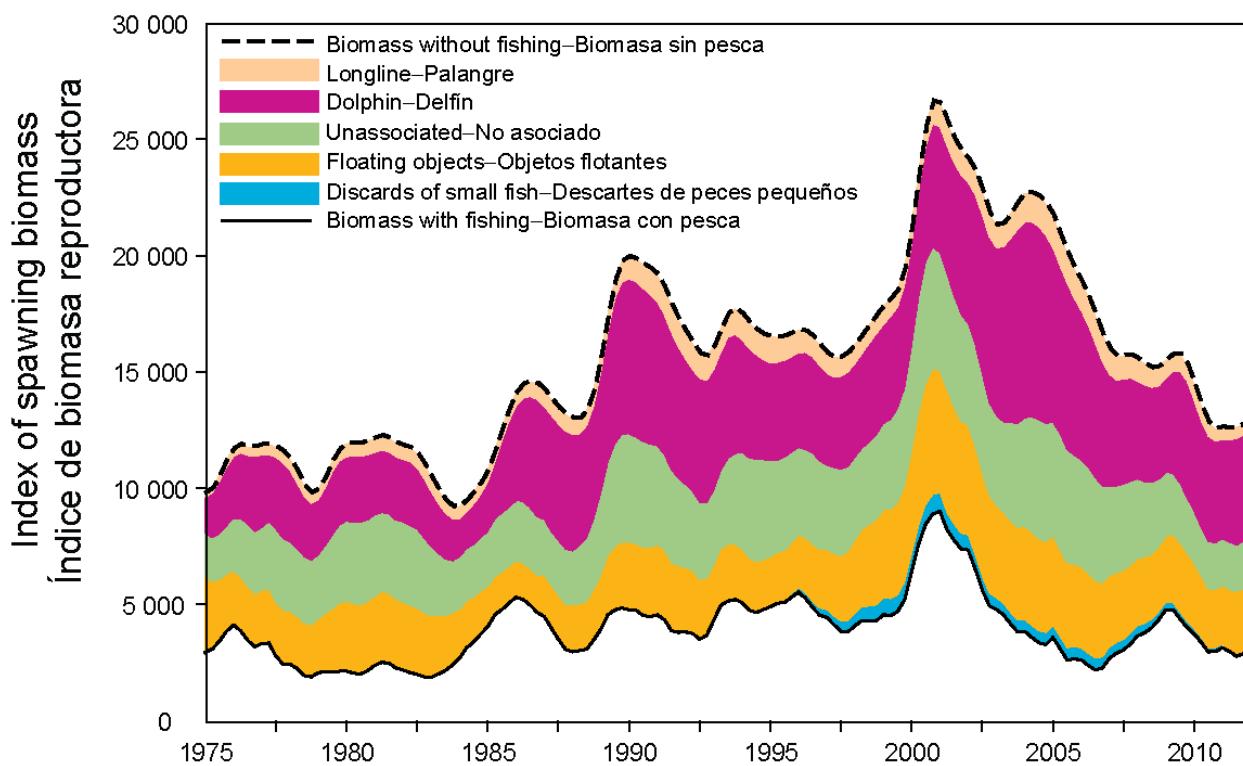


FIGURE 3. Biomass trajectory of a simulated population of yellowfin tuna that was never exploited (dashed line) and that predicted by the stock assessment model (solid line). The shaded areas between the two lines show the portions of the fishery impact attributed to each fishing method.

FIGURA 3. Trayectoria de la biomasa de una población simulada de atún aleta amarilla que nunca fue explotada (línea de trazos) y aquélla predicha por el modelo de evaluación de la población (línea sólida). Las áreas sombreadas entre las dos líneas representan la porción del impacto de la pesca atribuida a cada método de pesca.

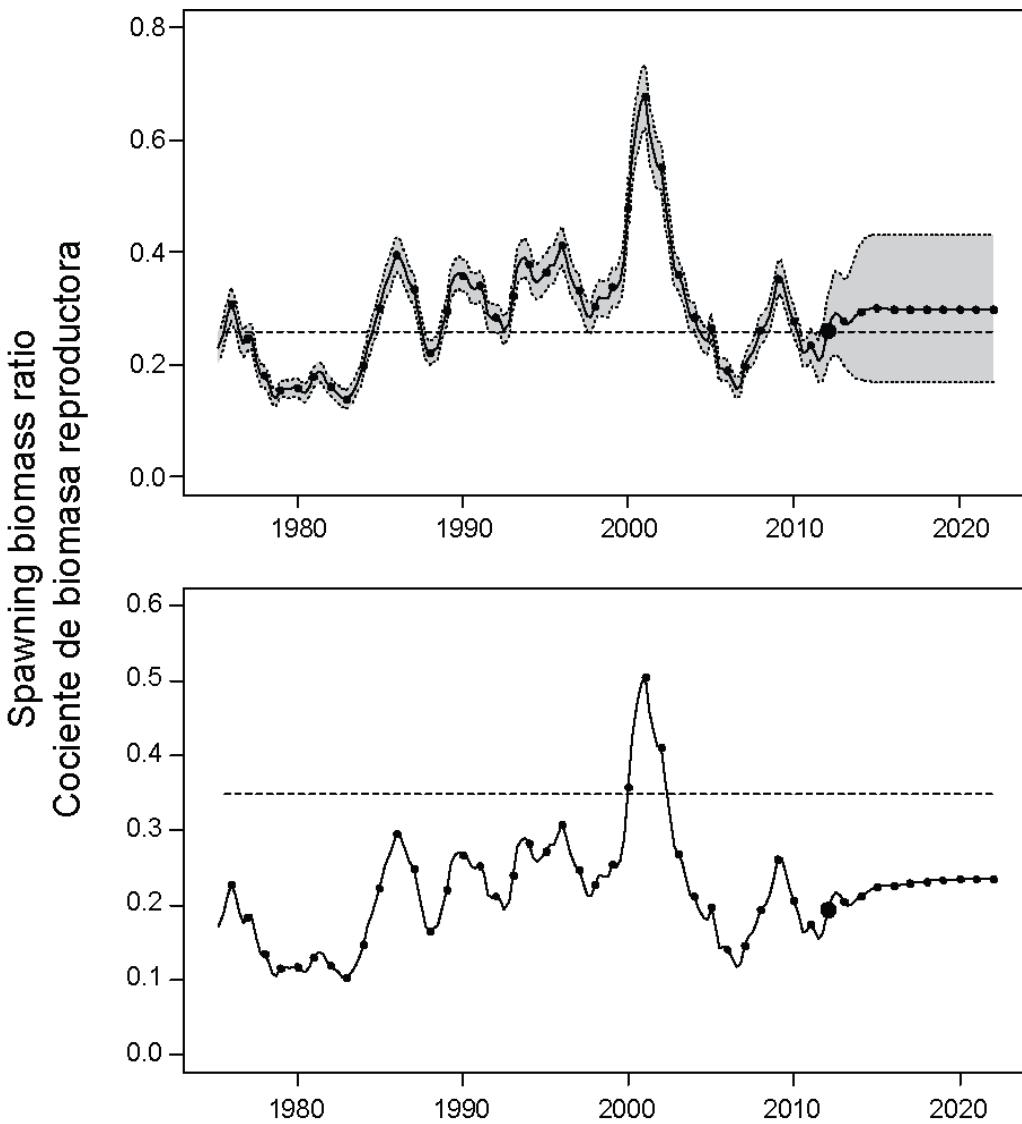


FIGURE 4. Spawning biomass ratios (SBRs) for yellowfin tuna in the EPO, including projections for 2012-2022 based on average fishing mortality rates during 2009-2011, from the base case (top) and the analysis of sensitivity to the steepness of the stock-recruitment relationship (bottom). The dashed horizontal line (at about 0.25 and 0.35, respectively) identifies the SBR at MSY. The solid line illustrates the maximum likelihood estimates, and the estimates after 2012 (the large dot) indicate the SBR predicted to occur if fishing mortality rates continue at the average of those observed during 2009-2011, and average environmental conditions occur during the next 10 years. The shaded area indicates the approximate 95% confidence intervals around those estimates.

FIGURA 4. Cocientes de biomasa reproductora (SBR) del atún aleta amarilla en el OPO, incluyendo proyecciones para 2012-2022 basadas en las tasas medias de mortalidad por pesca durante 2009-2011, del caso base (arriba) y el análisis de sensibilidad a la inclinación de la relación población-reclutamiento (abajo). La línea de trazos horizontal (en aproximadamente 0,25 y 0,35, respectivamente) identifica el SBR_{MSY} . La línea sólida ilustra las estimaciones de verosimilitud máxima, y las estimaciones a partir de 2012 (el punto grande) indican el SBR que se predice ocurrirá si las tasas de mortalidad por pesca continúan en el promedio de aquellas observadas durante 2009-2011, y ocurren condiciones ambientales medias durante la próxima década. La zona sombreada indica los límites de confianza de 95% aproximados de las estimaciones.

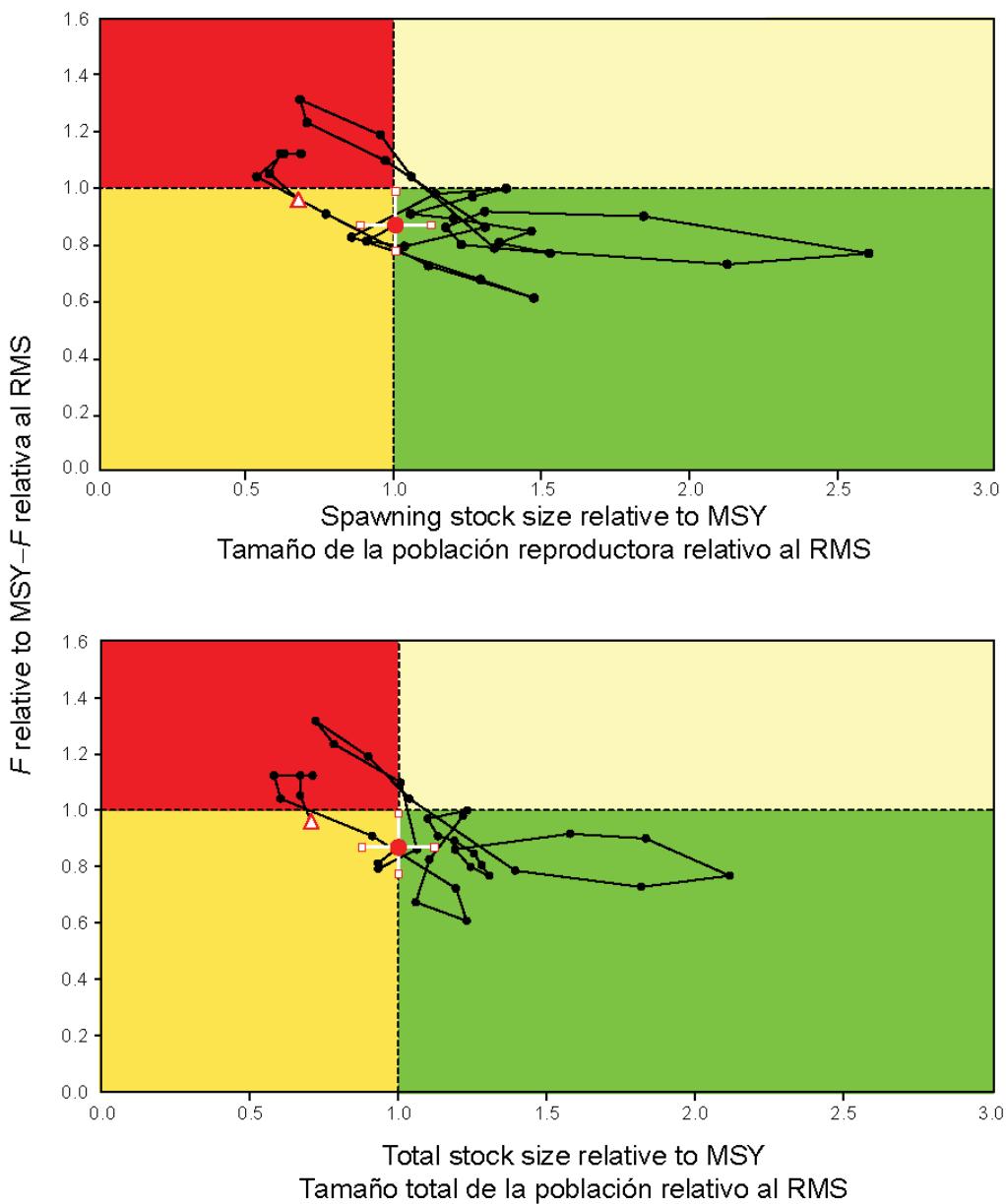


FIGURE 5. Kobe (phase) plot of the time series of estimates for stock size (top: spawning biomass; bottom: summary biomass) and fishing mortality relative to their MSY reference points. Each dot is based on the average exploitation rate over three years; the large red dot indicates the most recent estimate. The squares around the most recent estimate represent its approximate 95% confidence interval.

FIGURA 5. Gráfica de Kobe (fase) de la serie de tiempo de las estimaciones del tamaño de la población (arriba: biomasa reproductora; abajo: biomasa sumaria) y la mortalidad por pesca en relación con sus puntos de referencia de RMS. Cada punto se basa en la tasa de explotación media de tres años; el punto rojo grande indica la estimación más reciente. Los cuadrados alrededor de la estimación más reciente representan su intervalo de confianza de 95% aproximado.

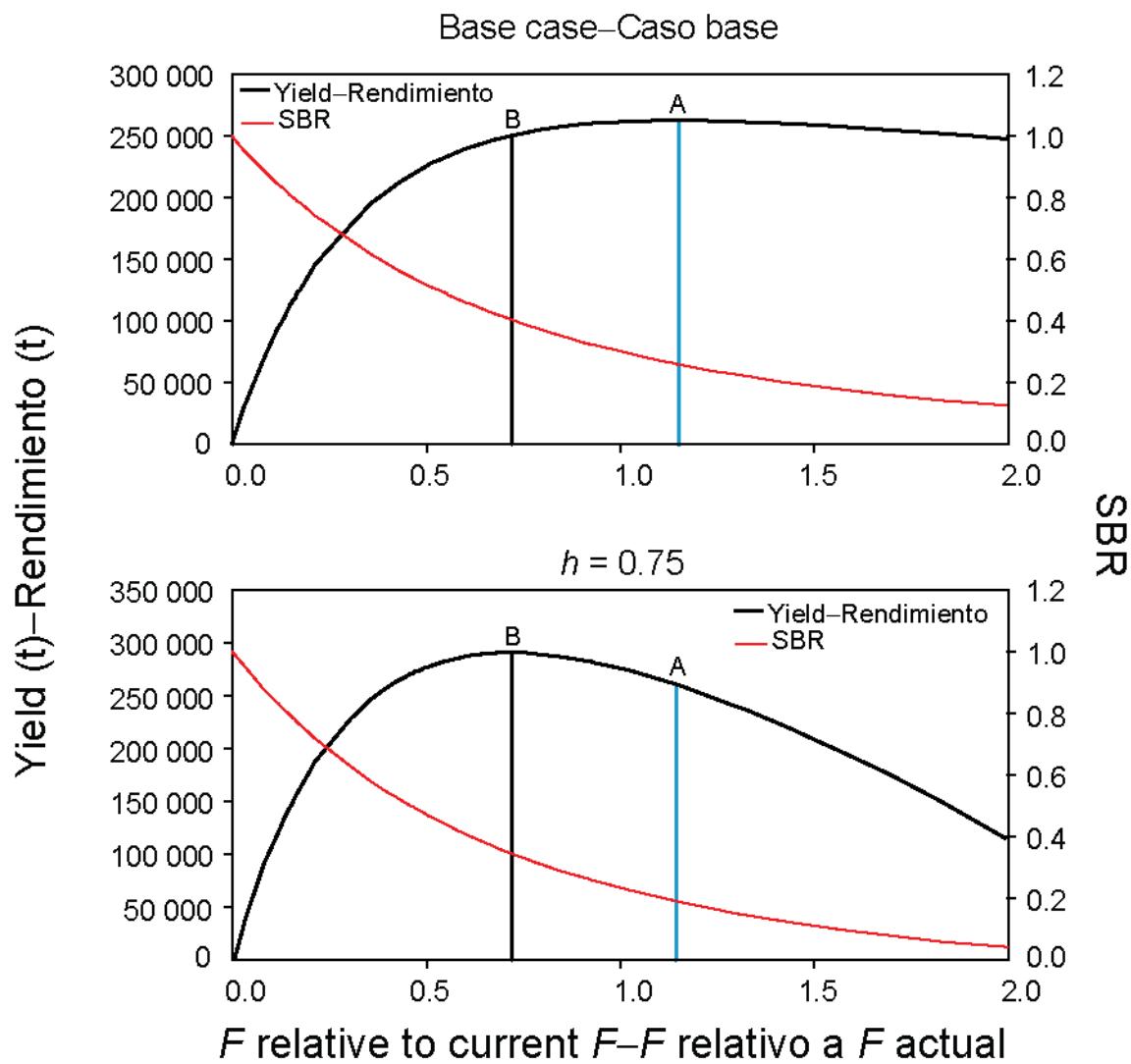


FIGURE 6. Yield and spawning biomass ratio (SBR) as a function of fishing mortality relative to the current fishing mortality. The vertical lines represent the fishing mortality corresponding to MSY for the base case and the sensitivity analysis that uses a stock-recruitment relationship ($h = 0.75$). The vertical lines a and b represent the fishing mortality corresponding to MSY for the base case and $h = 0.75$, respectively.

FIGURA 6. Rendimiento y cociente de biomasa reproductora (SBR) como función de la mortalidad por pesca relativa a la mortalidad por pesca actual. Las líneas verticales representan la mortalidad por pesca correspondiente al RMS del caso base y del análisis de sensibilidad que usa una relación población-reclutamiento ($h = 0.75$). Las líneas verticales a y b representan la mortalidad por pesca correspondiente al RMS del caso base y de $h = 0.75$, respectivamente.

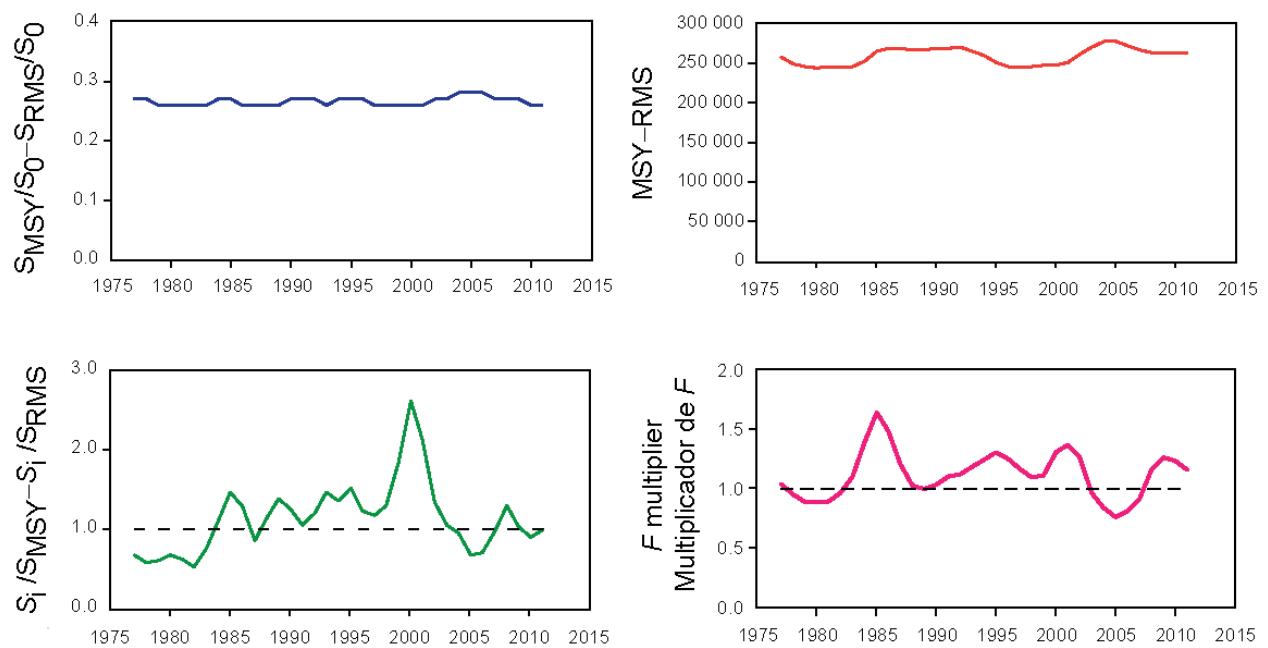


FIGURE 7. Estimates of MSY-related quantities calculated using the average age-specific fishing mortality for each year (S_{recent} is the index of spawning biomass at the end of the last year in the assessment).

FIGURA 7. Estimaciones de cantidades relacionadas con el RMS calculadas a partir de la mortalidad por pesca media por edad para cada año. (S_{recent} es el índice de la biomasa reproductora al fin del último año en la evaluación).

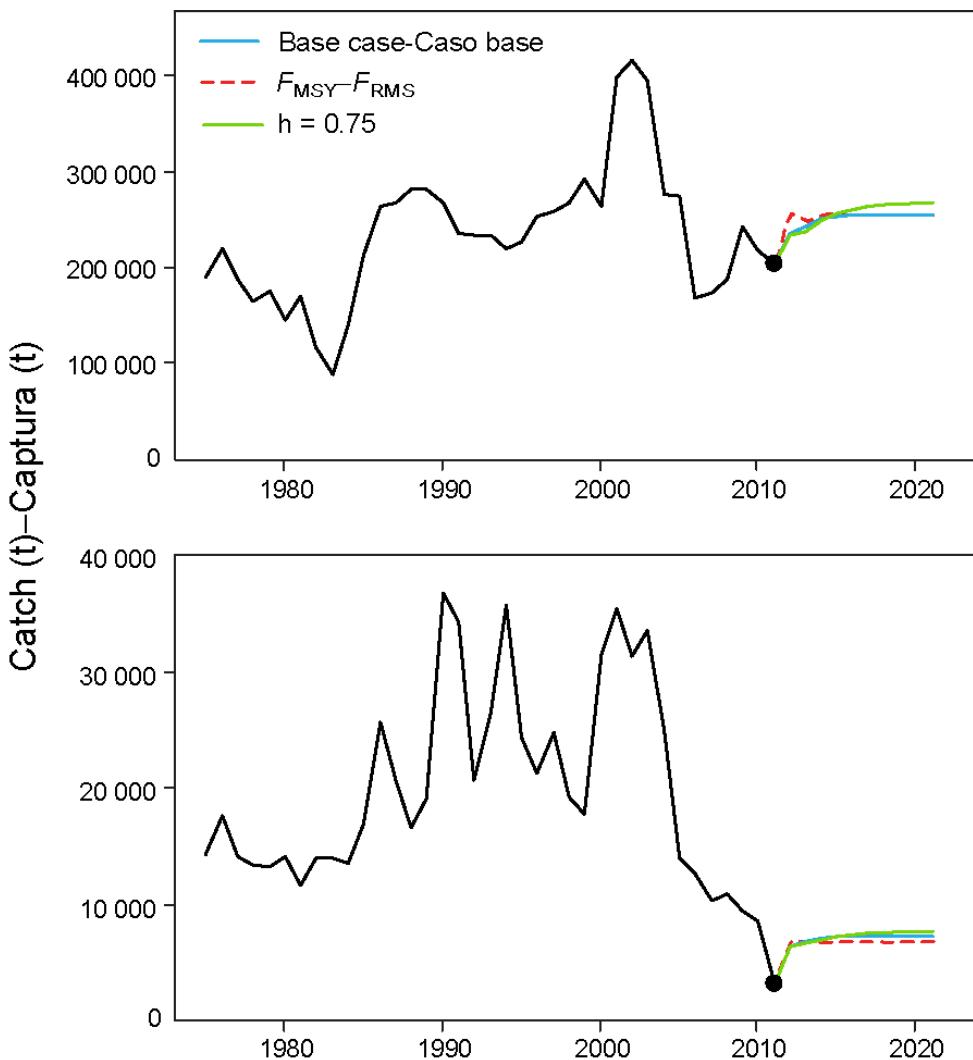


FIGURE 8. Historic and projected annual catches of yellowfin tuna by surface (top panel) and longline (bottom panel) fisheries from the base case while fishing with the current effort, the base case while fishing at the fishing mortality corresponding to MSY (F_{MSY}), and the analysis of sensitivity to steepness (labeled $h = 0.75$) of the stock-recruitment relationship while fishing with the current effort. The large dot indicates the most recent observed catch (2011).

FIGURA 8. Capturas históricas y proyectadas de atún aleta amarilla por las pesquerías de superficie (panel superior) y palangre (panel inferior) del caso base con la pesca en el nivel actual de esfuerzo, del caso base con la pesca en la mortalidad por pesca correspondiente al RMS (F_{RMS}), y el análisis de sensibilidad a la inclinación (identificado como $h = 0.75$) de la relación población-reclutamiento al pescar con el esfuerzo actual. El punto grande indica la captura observada más reciente (2011).

TABLE 1. MSY and related quantities for the base case and the stock-recruitment relationship sensitivity analysis, based on average fishing mortality (F) for 2009-2011. B_{recent} and B_{MSY} are defined as the biomass, in metric tons, of fish 3+ quarters old at the start of the first quarter of 2012 and at MSY, respectively, and S_{recent} and S_{MSY} are defined as indices of spawning biomass (therefore, they are not in metric tons). C_{recent} is the estimated total catch for 2011.

TABLA 1. RMS y cantidades relacionadas para el caso base y el análisis de sensibilidad a la relación población-reclutamiento, basados en la mortalidad por pesca (F) media de 2009-2011. Se definen B_{recent} y B_{RMS} como la biomasa, en toneladas, de peces de 3+ trimestres de edad al principio del primer trimestre de 2012 y en RMS, respectivamente, y S_{recent} y S_{RMS} como índices de biomasa reproductora (por lo tanto, no se expresan en toneladas). C_{recent} es la captura total estimada de 2011.

Data – Datos	Base case Caso base	$h = 0.75$
MSY-RMS	262,642	290,680
$B_{\text{MSY}} - B_{\text{RMS}}$	356,682	560,354
$S_{\text{MSY}} - S_{\text{RMS}}$	3,334	6,013
$B_{\text{MSY}}/B_0 - B_{\text{RMS}}/B_0$	0.31	0.37
$S_{\text{MSY}}/S_0 - S_{\text{RMS}}/S_0$	0.26	0.35
$C_{\text{recent}}/\text{MSY} - C_{\text{recent}}/\text{RMS}$	0.79	0.71
$B_{\text{recent}}/B_{\text{MSY}} - B_{\text{recent}}/B_{\text{RMS}}$	1.00	0.63
$S_{\text{recent}}/S_{\text{MSY}} - S_{\text{recent}}/S_{\text{RMS}}$	1.00	0.56
F multiplier-Multiplicador de F	1.15	0.72

CONDICIÓN DEL ATÚN ALETA AMARILLA EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL EN 2011 Y PERSPECTIVAS PARA EL FUTURO

Alexandre Aires-da-Silva y Mark N. Maunder

Este informe presenta la evaluación más reciente de la población del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Océano Pacífico oriental (OPO). Se usó un modelo de evaluación de poblaciones estadístico integrado con estructura por edad (Stock Synthesis Version 3.23b) en la evaluación, que se basa en el supuesto que existe una sola población de aleta amarilla en el OPO. Este modelo es el mismo que aquél usado en la evaluación previa ([Informe de la condición de los stocks 12](#)). El aleta amarilla se encuentra distribuido por todo el Océano Pacífico, pero la mayor parte de la captura proviene de las zonas oriental y occidental del mismo. Las capturas cerqueras de aleta amarilla son relativamente bajas cerca del límite occidental del OPO. Los desplazamientos de aletas amarillas marcadas suelen ser de centenares, no miles, de kilómetros, y el intercambio entre el OPO y el Pacífico occidental parece ser limitado. Esto es consistente con que las tendencias de la CPUE palangrera varíen entre áreas. Es probable que exista una población continua en el Océano Pacífico entero, con intercambio de individuos a nivel local, aunque existe cierta evidencia genética de aislamiento local. No es posible estimar las tasas de desplazamiento entre el OPO y el Pacífico occidental con los datos de marcado actualmente disponibles.

La evaluación de poblaciones requiere cantidades sustanciales de información, incluyendo datos de capturas retenidas, descartes, índices de abundancia, y la composición por tamaño de las capturas de las distintas pesquerías. Se hicieron supuestos sobre procesos tales como crecimiento, reclutamiento, desplazamiento, mortalidad natural, mortalidad por pesca (F), y estructura de poblaciones. La evaluación de 2011 es idéntica a aquella de 2010 con la excepción de datos nuevos y actualizados. Se actualizaron los datos de captura de las pesquerías de superficie, y se añadieron datos nuevos de 2011. Se dispone de datos de captura palangrera nuevos o actualizados de China (2010), Taipei Chino (2008-2010), Polinesia Francesa (2010), Japón (2007-2010), Corea (2009-2011), y Estados Unidos (2009-2010). Se actualizaron los datos de CPUE de la pesquería de superficie y se añadieron datos de CPUE nuevos de 2011. Se dispone de datos de CPUE nuevos o actualizados de la flota palangrera japonesa (2007-2010). Se añadieron datos nuevos de 2011 de composición por tamaño de la pesquería de superficie. No se dispone de datos de frecuencia de talla nuevos o actualizados de la flota palangrera japonesa.

En general, el reclutamiento de aleta amarilla a las pesquerías en el OPO es variable, con un componente estacional (Figura 1). El presente análisis y los análisis previos indican que la población de aleta amarilla ha pasado por dos, o posiblemente tres, regímenes distintos de productividad de reclutamiento (1975-1982, 1983-2002, y 2003-2009) (Figura 1). Aunque se estimaron los reclutamientos anuales más recientes (2010 y 2011) en niveles aproximadamente medios, estas estimaciones son altamente inciertas. Los regímenes de productividad corresponden a regímenes de biomasa: un régimen de productividad alto produce niveles mayores de biomasa. Una relación población-reclutamiento es también apoyada por los datos de estos regímenes, pero las pruebas son tenues, y esto es probablemente un artefacto de los cambios de régimen aparentes.

El peso medio de los aletas amarillas capturados en la pesquería ha sido bastante consistente en el transcurso de los años, pero varía sustancialmente entre las distintas pesquerías. En general, las pesquerías sobre objetos flotantes, no asociada del norte, y cañera capturan aletas amarillas más jóvenes y pequeñas que las pesquerías no asociada del sur, asociadas con delfines, y palangreras. En las pesquerías palangreras y en la pesquería asociada con delfines del sur se capturan aletas amarillas de mayor edad y tamaño que en las pesquerías sobre delfines costera y del norte.

Se han estimado niveles importantes de mortalidad por pesca en la pesquería de aleta amarilla en el OPO (Figura 2). Estos niveles son máximos para los aletas amarillas de edad intermedia. Históricamente, las pesquerías cerqueras asociadas con delfines y no asociadas ejercen el mayor impacto sobre la biomasa reproductora del aleta amarilla, seguidos por las pesquerías sobre objetos flotantes. En los años más re-

cientes, el impacto de las pesquerías sobre objetos flotantes ha sido ligeramente mayor que aquel de las pesquerías no asociadas. El impacto de las pesquerías palangreras y de descarte de cerco es mucho menor (Figura 3).

Existió un patrón retrospectivo grande de sobreestimación del reclutamiento reciente, debido a los datos de composición por talla de la pesquería sobre objetos flotantes. En combinación con los grandes intervalos de confianza de las estimaciones del reclutamiento reciente, este patrón indica que las estimaciones del reclutamiento reciente y la biomasa reciente son inciertas.

Históricamente, el cociente de biomasa reproductora (el cociente de la biomasa reproductora a la de la población no explotada; SBR) del aleta amarilla en el OPO estuvo por debajo del nivel correspondiente al rendimiento máximo sostenible (RMS) durante 1977-1983, correspondiendo al régimen de productividad baja, pero por encima de ese nivel durante la mayoría de los años subsiguientes, excepto el período reciente (2005-2007 y 2010-2011) (Figura 4). Se atribuye el incremento del SBR en 1984 a un cambio de régimen, y la disminución reciente podría ser una reversión a un régimen de productividad intermedio. Los dos distintos regímenes de productividad podrían sostener dos niveles distintos de RMS y de los SBR asociados. Se estima que el SBR al principio de 2012 fue 0,26, por encima del nivel correspondiente al RMS (0,25). Los niveles de SBR recientes (2010-2011) predichos por la evaluación actual son más optimistas que aquellos producidos por la evaluación previa, que indicaba una reducción brusca del nivel de biomasa reproductora desde 2009 ([Informe de la condición de los stocks 12](#)). Este resultado se debe a una disminución de los niveles de mortalidad por pesca de atunes aleta amarilla de edad mediana o mayores desde 2009 estimada por la evaluación actual (Figura 2). Se estima que los niveles de esfuerzo son menores que aquellos que sostendrían el RMS (con base en la distribución actual del esfuerzo entre las distintas pesquerías) (Figura 5), y las capturas recientes son inferiores al RMS (Tabla 1). Es importante señalar que la curva que relaciona al rendimiento máximo promedio a la mortalidad por pesca a largo plazo es muy plana alrededor del nivel de RMS (Figura 6). Por lo tanto, cambios moderados en los niveles de esfuerzo a largo plazo cambiarán las capturas a largo plazo de forma marginal solamente, pero cambiaron la biomasa considerablemente. Reducir la mortalidad por pesca por debajo del nivel de RMS resultaría en una disminución tan sólo marginal en el rendimiento promedio a largo plazo, con el beneficio de un aumento relativamente grande de la biomasa reproductora. Además, si se basa la ordenación en la evaluación de caso base (que supone que no existe una relación población-reclutamiento), cuando en realidad sí existe dicha relación, ocurre una mayor pérdida de rendimiento que si se basa la ordenación en el supuesto que sí existe una relación población-reclutamiento cuando en realidad no existe (Figure 6).

Los cálculos de RMS indican que, al menos en teoría, se podría incrementar las capturas si se dirigiera el esfuerzo de pesca hacia la pesca con palangre y a los lances sobre aleta amarilla asociado con delfines. Esto incrementaría también los niveles de SBR.

El RMS ha sido estable durante el período de la evaluación (1975-2011) (Figura 7), lo cual sugiere que el patrón general de selectividad no ha variado mucho con el tiempo. No obstante, el nivel general del esfuerzo de pesca ha variado con respecto al nivel correspondiente a RMS.

Si se supone una relación población-reclutamiento, el pronóstico es más pesimista, y se estima que el esfuerzo actual se encuentra por encima del nivel correspondiente al RMS (Tabla 1). Las evaluaciones previas han indicado asimismo que la condición de la población es también sensible al valor supuesto para el tamaño medio de los peces más viejos, y se obtienen resultados más pesimistas si se suponen valores mayores para este parámetro. Con los niveles actuales de mortalidad por pesca (2009-2011), se predice que la biomasa reproductora aumentará ligeramente y permanecer por encima del nivel correspondiente al RMS (Figura 4). No obstante, los intervalos de confianza son anchos, existe un patrón retrospectivo en el reclutamiento reciente, y existe una probabilidad moderada que el SBR estará sustancialmente por encima o por debajo de este nivel. Además, se predice que la biomasa reproductora permanecerá por debajo del nivel correspondiente al RMS si se supone una relación población-reclutamiento (Figura 5). Se predice que la pesca en F_{rms} reducirá la biomasa reproductora ligeramente con respecto a aquella con el esfuerzo

actual y produce capturas ligeramente mayores (Figura 8).

Resultados clave

1. Existe incertidumbre acerca de los niveles recientes y futuros de reclutamiento y biomasa, Hubo dos, y posiblemente tres, regímenes distintos de productividad, y los niveles de RMS y la biomasa correspondiente al RMS podrían ser diferentes entre los regímenes. Es posible que la población haya cambiado recientemente de un régimen de productividad alto a uno intermedio.
2. Las tasas recientes de mortalidad por pesca son más bajas que aquellas correspondientes al RMS, y se estima que los niveles recientes de biomasa reproductora se encuentra en aproximadamente ese nivel. Tal como se describe en el [Informe de la condición de los stocks 12](#) y en evaluaciones previas, estas interpretaciones son inciertas, y altamente sensibles a los supuestos con respecto al parámetro de inclinación de la relación población-reclutamiento, el tamaño medio de los peces más viejos, y los niveles supuesto de mortalidad natural. Los resultados son más pesimistas si se supone una relación población-reclutamiento si se supone un valor más alto para el tamaño medio de los peces más viejos, y si se suponen tasas de mortalidad natural más bajas para el aleta amarilla adulto.
3. Los niveles recientes de biomasa reproductora predichos por la evaluación actual son más optimistas que aquellos de la evaluación previa ([Informe de la condición de los stocks 12](#)). Este resultado se debe a una disminución reciente de los niveles de mortalidad por pesca del aleta amarilla de edad mediana y mayor desde 2009 estimado por la evaluación actual.
4. Incrementar el peso medio del aleta amarilla capturado podría incrementar el RMS.

STATUS OF BIGEYE TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN IN 2011 AND OUTLOOK FOR THE FUTURE

Alexandre Aires-da-Silva and Mark N. Maunder

This report presents the most current stock assessment of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern Pacific Ocean (EPO). An integrated statistical age-structured stock assessment model (Stock Synthesis Version 3.23b) was used in the assessment. This model is the same as the base case model used in the previous full assessment ([IATTC Stock Assessment Report 11](#)).

Bigeye tuna are distributed across the Pacific Ocean, but the bulk of the catch is made to the east and to the west. The purse-seine catches of bigeye are substantially lower close to the western boundary (150°W) of the EPO; the longline catches are more continuous, but relatively low between 160°W and 180°W. Bigeye are not often caught by purse seiners in the EPO north of 10°N, but a substantial portion of the longline catches of bigeye in the EPO is made north of that parallel. Bigeye tuna do not move long distances (95% of tagged bigeye showed net movements of less than 1000 nautical miles), and current information indicates minimal net movement between the EPO and the western and central Pacific Ocean. This is consistent with the fact that longline catch-per-unit-of-effort (CPUE) trends differ among areas. It is likely that there is a continuous stock throughout the Pacific Ocean, with exchange of individuals at local levels. The assessment is conducted as if there were a single stock in the EPO, and there is limited exchange of fish between the EPO and the western and central Pacific Ocean. Its results are consistent with results of other analyses of bigeye tuna on a Pacific-wide basis. In addition, analyses have shown that the results are insensitive to the spatial structure of the analysis. Currently, there are not enough tagging data to provide adequate estimates of movement between the EPO and the western and central Pacific Ocean.

The stock assessment requires a substantial amount of information. Data on retained catch, discards, catch per unit of effort (CPUE), and age-at-length data and size compositions of the catches from several different fisheries have been analyzed. Several assumptions regarding processes such as growth, recruitment, movement, natural mortality, and fishing mortality, have also been made (see [IATTC Stock Assessment Report 11](#)). Catch and CPUE for the surface fisheries have been updated to include new data for 2011. New or updated longline catch data are available for China (2010), Chinese Taipei (2008-2010), French Polynesia (2010), Japan (2007-2010), the Republic of Korea (2009-2011) and the United States (2009-2010). Longline catch data for 2011 are available for China, Chinese Taipei and Japan from the monthly reporting statistics. New or updated CPUE data are available for the Japanese longline fleet (2007-2010). New purse-seine length-frequency data are available for 2011. New or updated length-frequency data are not available for the Japanese longline fleet.

There are several important features in the estimated time series of bigeye recruitment (Figure 1). The most obvious pattern is a period of below-average recruitment prior to 1994, which may be a model artifact caused by the expansion of the floating-object fisheries in 1994. Estimates of recruitment before 1993 are more uncertain, as the floating-object fisheries were not catching significant amounts of small bigeye. There was a period of above-average annual recruitment in 1994-1998, followed by a period of below-average recruitment in 1999-2000. The recruitments were above average from 2001 to 2006, and were particularly high in 2005 and 2006. The 2008 and 2010 recruitments were above average, but the recruitment in 2011 appears to have been below average. However, this recent estimate is very uncertain and should be regarded with caution, due to the fact that recently-recruited bigeye are represented in only a few length-frequency samples.

There have been important changes in the amount of fishing mortality caused by the fisheries that catch bigeye tuna in the EPO. On average, since 1993 the fishing mortality of bigeye less than about 15 quarters old has increased substantially, and that of fish more than about 15 quarters old has also increased but to a lesser extent (Figures 2 and 3). The increase in the fishing mortality of the younger fish was caused by the expansion of the purse-seine fisheries that catch tuna in association with floating objects. It is clear that

the longline fishery had the greatest impact on the stock prior to 1995, but with the decrease in longline effort and the expansion of the floating-object fishery, at present the impact of the purse-seine fishery on the population is far greater than that of the longline fishery (Figure 4). The discarding of small bigeye has a small, but detectable, impact on the depletion of the stock.

Over the range of spawning biomasses estimated by the base case assessment, the abundance of bigeye recruits appears to be unrelated to the spawning potential of adult females at the time of hatching.

Since the start of 2005, when the spawning biomass ratio (the ratio of the spawning biomass at that time to that of the unfished stock; SBR) was at its historic low level of 0.16, the bigeye stock has shown a recovery trend, to an SBR of 0.24 at the end of 2010. This recent recovery trend is subsequent to the IATTC tuna conservation resolutions initiated in 2004. The SBR is estimated to have declined slightly since the beginning of 2011 to a level of 0.23 at the start of 2012 (Figure 5). According to the base case model, this most recent SBR is about 12% higher than the maximum sustainable yield (MSY) level (Table 1).

Recent catches are estimated to have been 8% less than those corresponding to the MSY levels (Table 1). If fishing mortality (F) is proportional to fishing effort, and the current patterns of age-specific selectivity are maintained, the level of fishing effort corresponding to the MSY is about 95% of the current (2009-2011) level of effort (Table 1).

According to the base case results, the two most recent estimates indicate that the bigeye stock in the EPO is probably not overfished ($S > S_{MSY}$), but that fishing mortality slightly exceeds the level corresponding to the MSY (overfishing is taking place, $F > F_{MSY}$) (Figure 6). This interpretation, however, is subject to uncertainty, as indicated by the approximated confidence intervals around the most recent estimate in the Kobe plot (Figure 6).

The MSY of bigeye in the EPO could be maximized if the age-specific selectivity pattern were similar to that of the longline fisheries, because they catch larger individuals that are close to the critical weight. Before the expansion of the floating-object fishery that began in 1993, the MSY was greater than the current MSY and the fishing mortality was less than F_{MSY} (Figure 7).

Under the current levels of fishing mortality, recent spikes in recruitment are predicted not to sustain the increasing trend observed for SBR since 2004. Both the base case and the assessment assuming a stock-recruitment relationship indicate a slight decline of the SBR since the start of 2011 and predict that the population is likely to further drop below the level corresponding to MSY under average recruitment conditions (Figure 5). It is estimated that catches will be lower in the future at current levels of fishing effort if a stock-recruitment relationship is assumed, particularly for the surface fisheries (Figure 8).

These simulations are based on the assumption that selectivity and catchability patterns will not change in the future. Changes in targeting practices or increasing catchability of bigeye as abundance declines (e.g. density-dependent catchability) could result in differences from the outcomes predicted here.

Key results

1. The results of this assessment indicate a recent recovery trend for bigeye tuna in the EPO (2005-2010), subsequent to IATTC tuna conservation resolutions initiated in 2004. However, an apparent slight decline of the spawning biomass has begun at the start of 2011 and, under the current levels of fishing mortality and average recruitment, recent spikes in recruitment are predicted not to sustain the early observed population rebuilding trend.
2. There is uncertainty about recent and future recruitment and biomass levels;
3. The recent fishing mortality rates are estimated to be slightly above the level corresponding to MSY, and the recent levels of spawning biomass are estimated to be above that level. As described in [IATTC Stock Assessment Report 11](#), these interpretations are uncertain and highly sensitive to the assumptions made about the steepness parameter of the stock-recruitment relationship, the average

size of the older fish, the assumed levels of natural mortality for adult bigeye, and the historic period of the bigeye exploitation used in the assessment. The results are more pessimistic if a stock-recruitment relationship is assumed, if a higher value is assumed for the average size of the older fish, if lower rates of natural mortality are assumed for adult bigeye, and if only the late period of the fishery (1995-2009) is included in the assessment;

4. The results are more optimistic if a lower value is assumed for the average size of the older fish, and if higher levels of natural mortality are assumed for adult bigeye.

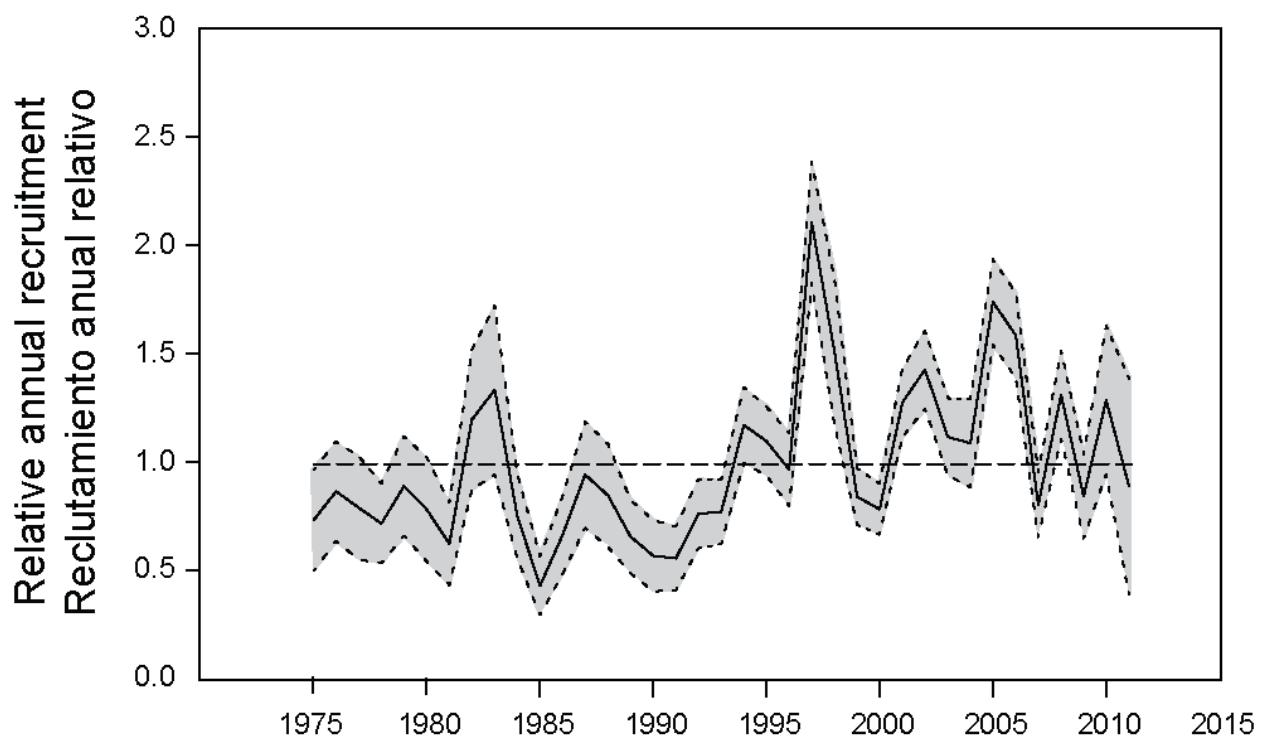


FIGURE 1. Estimated annual recruitment of bigeye tuna to the fisheries of the EPO. The estimates are scaled so that the estimate of virgin recruitment is equal to 1.0 (dashed horizontal line). The solid line shows the maximum likelihood estimates of recruitment, and the shaded area indicates the approximate 95% intervals around those estimates.

FIGURA 1. Reclutamiento estimado de atún patudo a las pesquerías del OPO. Se escalan las estimaciones para que la estimación de reclutamiento virgen equivalga a 1,0 (línea de trazos horizontal). La línea sólida indica las estimaciones de reclutamiento de verosimilitud máxima, y el área sombreada indica los intervalos de confianza de 95% aproximados de esas estimaciones.

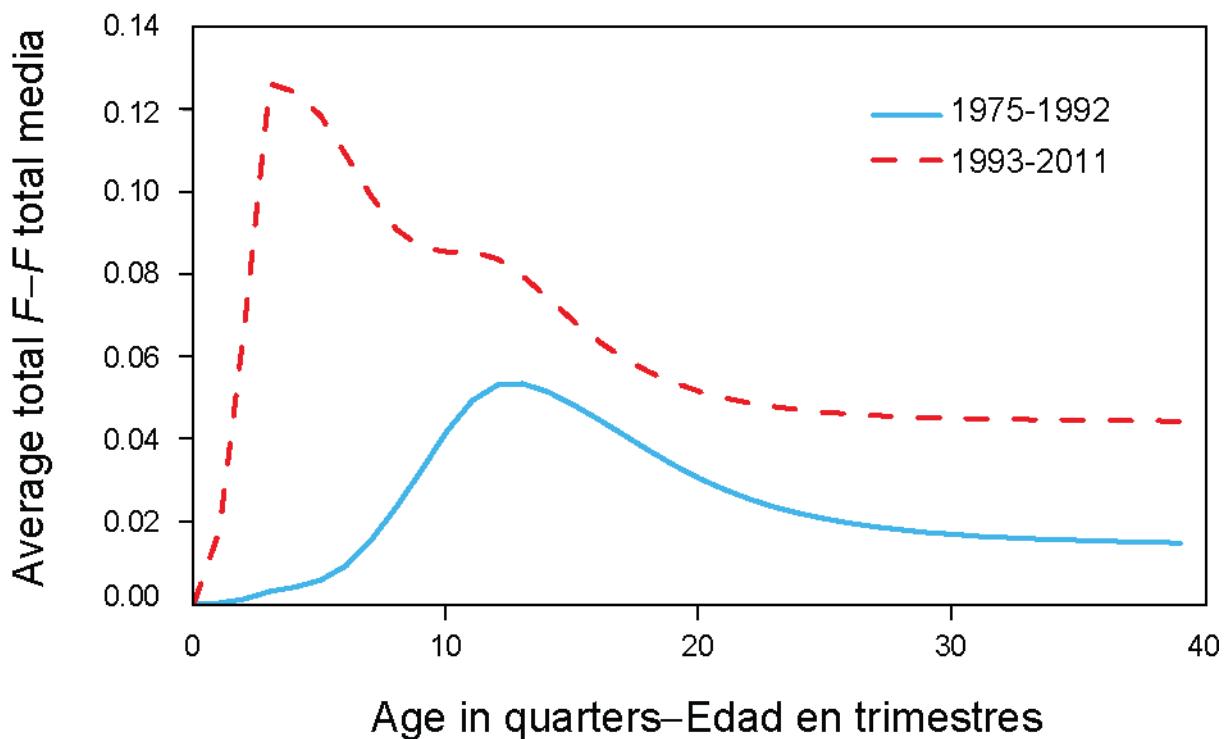


FIGURE 2. Average quarterly fishing mortality at age of bigeye tuna, by all gears, in the EPO. The curves for 1975-1992 and 1993-2011 display the averages for the periods before and after the expansion of the floating-object fisheries, respectively.

FIGURA 2. Mortalidad por pesca trimestral media por edad de atún patudo en el OPO, por todas las artes. Las curvas de 1975-1992 y 1993-2011 indican los promedios de los períodos antes y después de la expansión de las pesquerías sobre objetos flotantes, respectivamente.

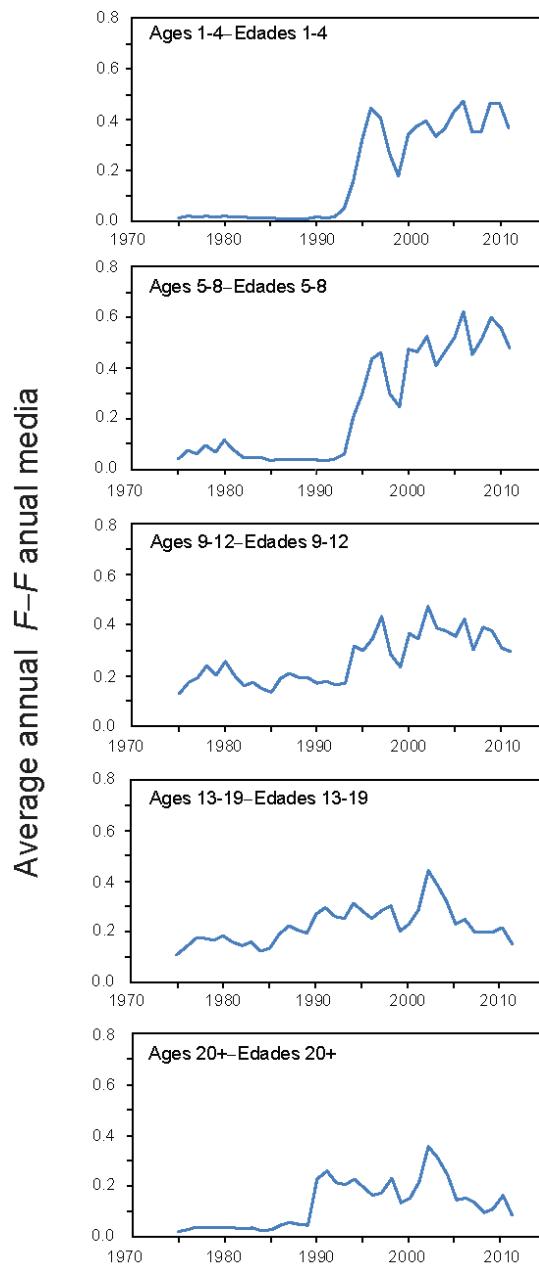


FIGURE 3. Average annual fishing mortality, by all gears, of bigeye tuna recruited to the fisheries of the EPO. Each panel illustrates the average fishing mortality rates that affected the fish within the range of ages indicated in the title of each panel. For example, the trend illustrated in the top panel is an average of the fishing mortalities that affected the fish that were 1-4 quarters old.

FIGURA 3. Mortalidad por pesca anual media, por todas las artes, de atún patudo reclutado a las pesquerías del OPO. Cada recuadro ilustra las tasas medias de mortalidad por pesca que afectaron a los peces de la edad indicada en el título de cada recuadro. Por ejemplo, la tendencia ilustrada en el recuadro de más arriba es un promedio de las mortalidades por pesca que afectaron a los peces de entre 1 y 4 trimestres de edad.

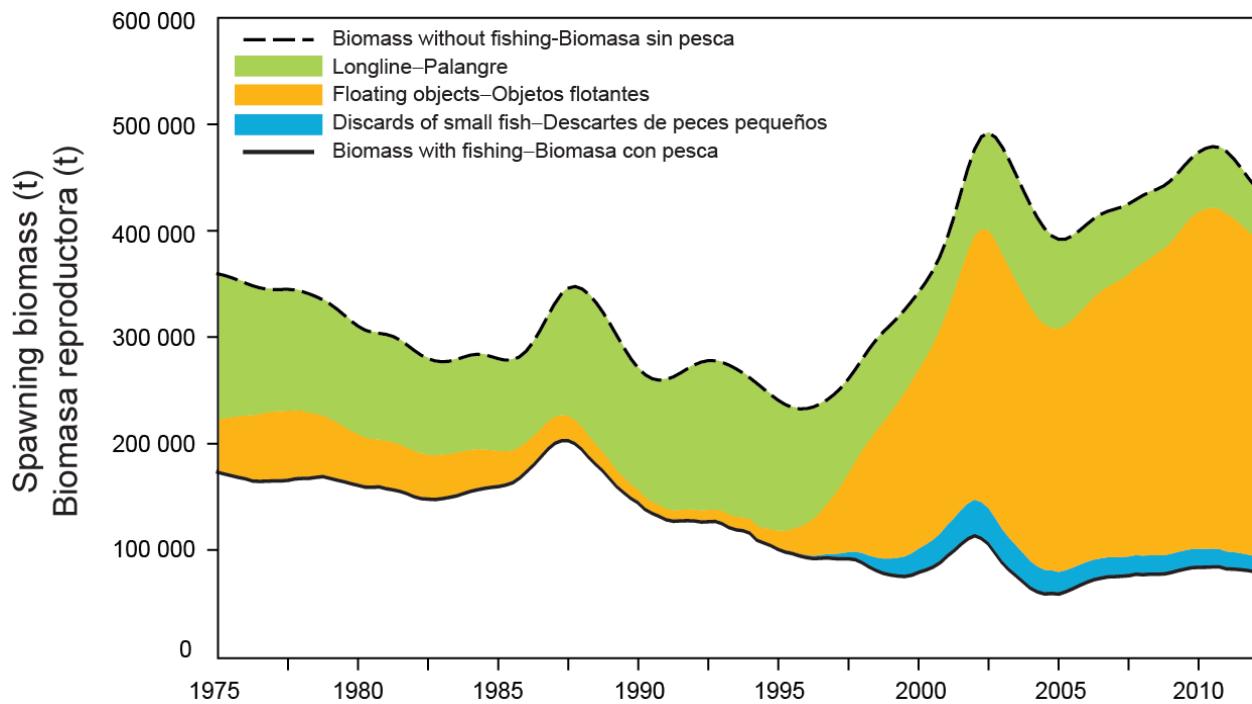


FIGURE 4. Trajectory of the spawning biomass of a simulated population of bigeye tuna that was not exploited (top line) and that predicted by the stock assessment model (bottom line). The shaded areas between the two lines show the portions of the impact attributed to each fishing method. t = metric tons.

FIGURA 4. Trayectoria de la biomasa reproductora de una población simulada de atún patudo no explotada (línea superior) y la que predice el modelo de evaluación (línea inferior). Las áreas sombreadas entre las dos líneas señalan la porción del efecto atribuida a cada método de pesca. t = toneladas métricas.

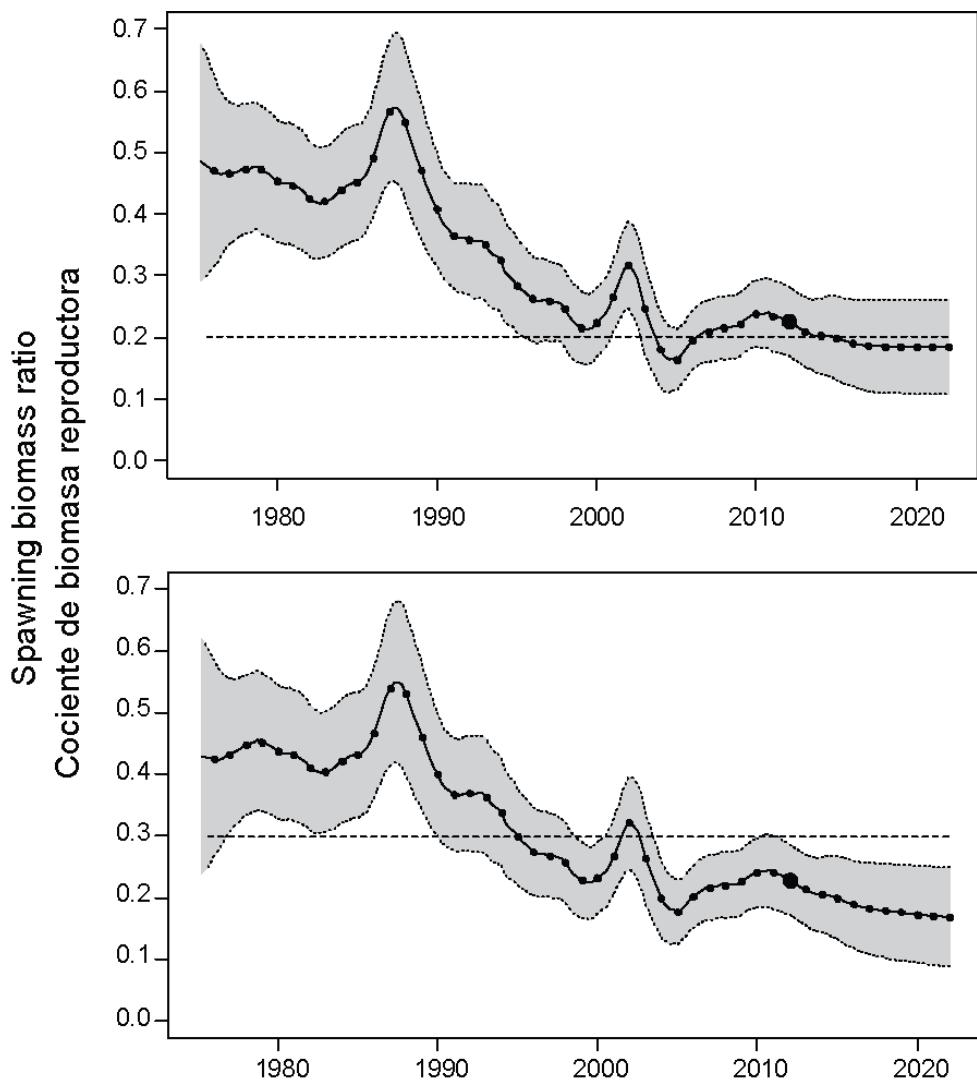


FIGURE 5. Spawning biomass ratios (SBRs) of bigeye tuna in the EPO, including projections for 2012-2022 based on average fishing mortality rates during 2009-2011 from the base case (top) and the analysis of sensitivity to the steepness of the stock-recruitment relationship (bottom). The dashed horizontal line (at about 0.20 and 0.30, respectively) identifies the SBR at MSY. The solid line illustrates the maximum likelihood estimates, and the estimates after 2012 (the large dot) indicate the SBR predicted to occur if fishing mortality rates continue at the average of those observed during 2009-2011, and average environmental conditions occur during the next 10 years. The shaded area indicates the approximate 95% confidence intervals around those estimates.

FIGURA 5. Cocientes de biomasa reproductora (SBR) del atún patudo en el OPO, incluyendo proyecciones para 2012-2022 basadas en las tasas medias de mortalidad por pesca durante 2009-2011 del caso base (arriba) y el análisis de sensibilidad a la inclinación de la relación población-reclutamiento (abajo). La línea de trazos horizontal (en aproximadamente 0.20 y 0.30, respectivamente) identifica el SBR en RMS. La línea sólida ilustra las estimaciones de verosimilitud máxima, y las estimaciones a partir de 2012 (el punto grande) señalan el SBR predicho si las tasas de mortalidad por pesca continúan en el promedio de aquéllas observadas durante 2009-2011, y ocurren condiciones ambientales medias durante la próxima década. El área sombreada representa los intervalos de confianza aproximados de 95% alrededor de esas estimaciones.

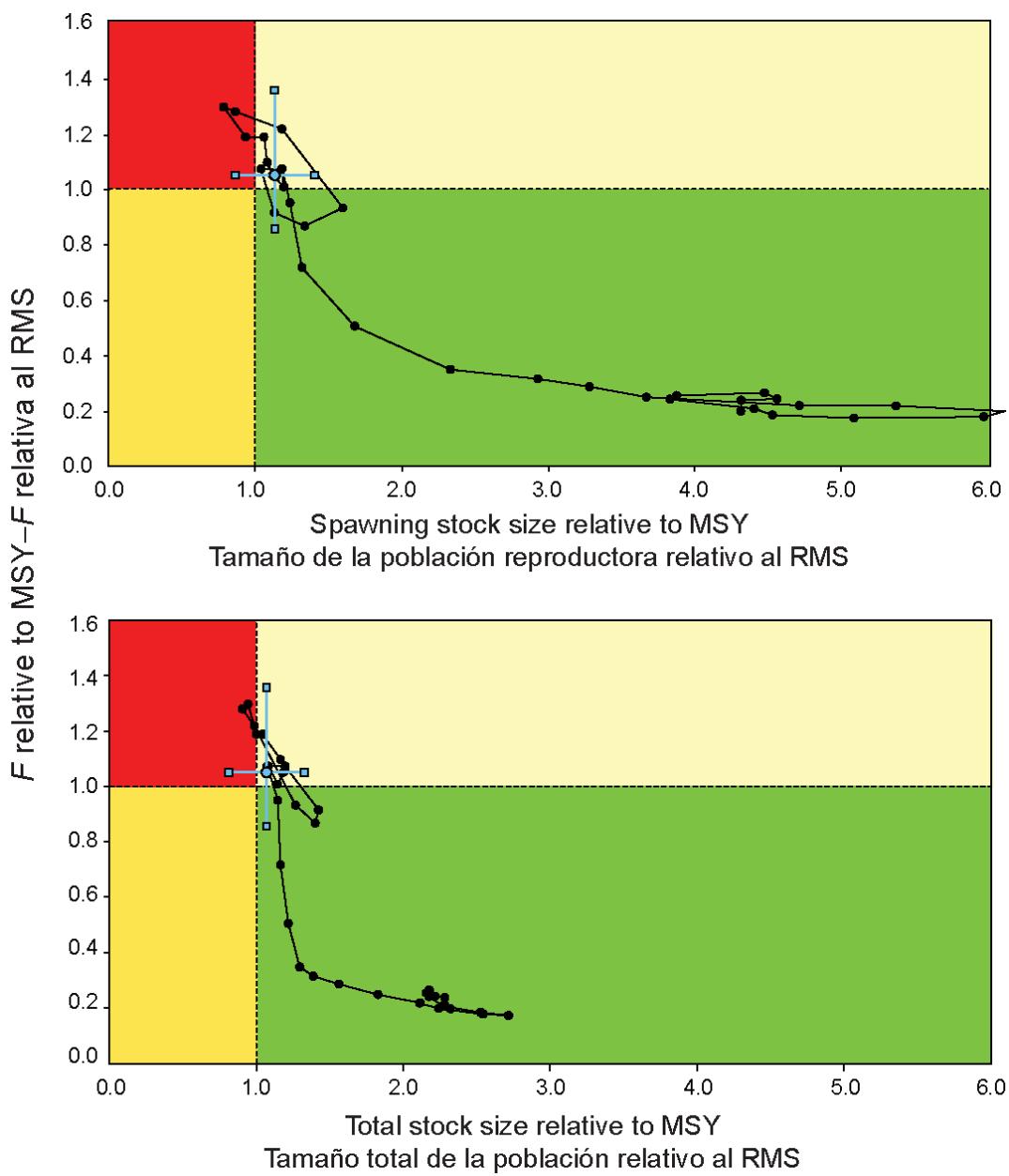


FIGURE 6. Kobe (phase) plot of the time series of estimates of stock size (top: spawning biomass; bottom: total biomass) and fishing mortality relative to their MSY reference points. Each dot is based on the average fishing mortality rate over three years; the large dot indicates the most recent estimate. The squares around the most recent estimate represent its approximate 95% confidence interval.

FIGURA 6. Gráfica de Kobe (fase) de la serie de tiempo de las estimaciones del tamaño de la población (arriba: biomasa reproductora; abajo: biomasa total) y la mortalidad por pesca en relación con sus puntos de referencia de RMS. Cada punto se basa en la tasa de explotación media de un trienio; el punto grande indica la estimación más reciente. Los cuadrados alrededor de la estimación más reciente representan su intervalo de confianza de aproximadamente 95%.

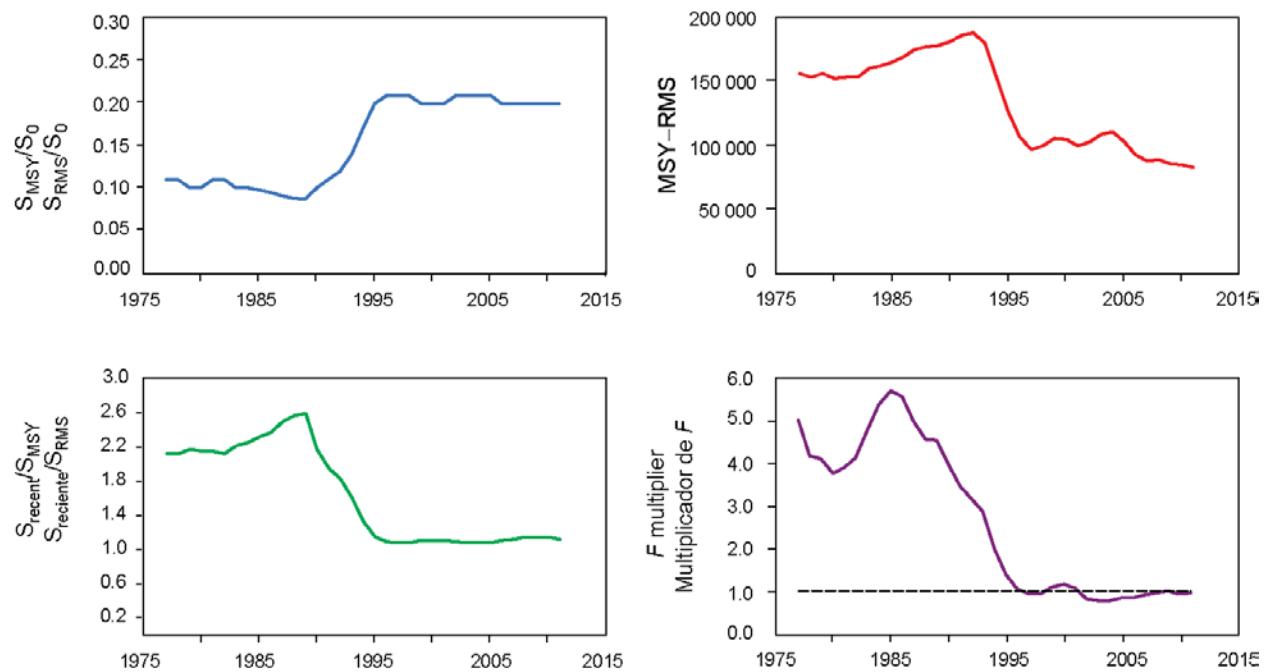


FIGURE 7. Estimates of MSY-related quantities calculated using the average age-specific fishing mortality for each year. (S_{recente} is the spawning biomass at the end of the last year in the assessment.)

FIGURA 7. Estimaciones de cantidades relacionadas con el RMS calculadas usando la mortalidad por pesca por edad media para cada año. (S_{reciente} es la biomasa reproductora al fin del último año en la evaluación.)

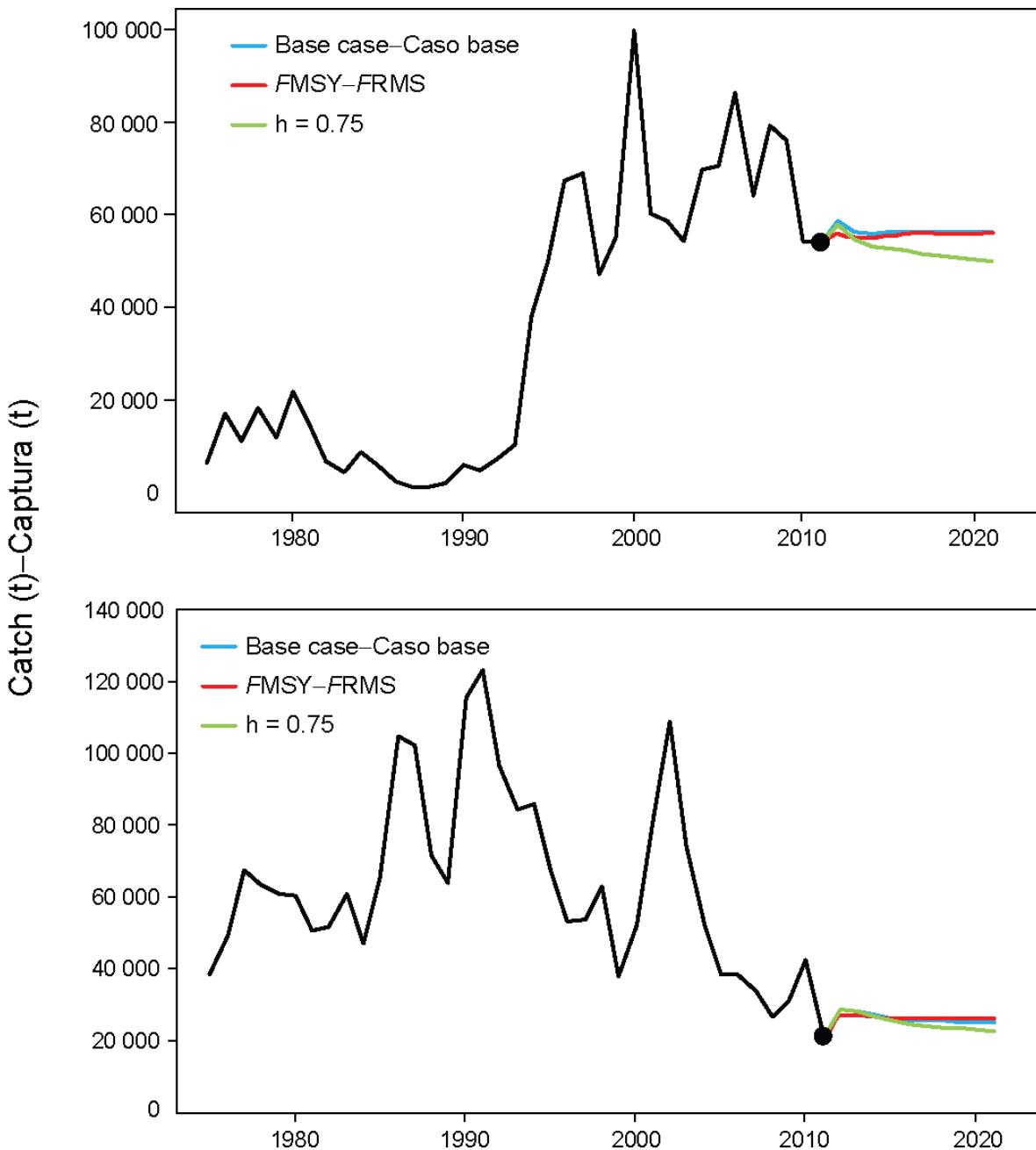


FIGURE 8. Historic and projected annual catches of bigeye tuna by the surface (top panel) and longline (bottom panel) fisheries from the base case while fishing with the current effort, the base case while fishing at the fishing mortality corresponding to MSY (F_{MSY}), and the analysis of sensitivity to steepness ($h = 0.75$) of the stock-recruitment relationship while fishing with the current effort. The large dot indicates the most recent observed catch (2011).

FIGURA 8. Capturas anuales históricas y proyectadas de patudo por las pesquerías de superficie (arriba) y de palangre (abajo) del caso base con la pesca en el nivel actual de esfuerzo, del caso base con la pesca en la mortalidad por pesca correspondiente al RMS (F_{RMS}), y el análisis de sensibilidad a la inclinación ($h = 0.75$) de la relación población-reclutamiento al pescar con el esfuerzo actual. El punto grande representa la captura observada más reciente (2011).

TABLE 1. MSY and related quantities for the base case and the stock-recruitment relationship sensitivity analysis, based on average fishing mortality (F) for 2009-2011. B_{recent} and B_{MSY} are defined as the biomass, in metric tons, of fish 3+ quarters old at the start of the first quarter of 2012 and at MSY, respectively, and S_{recent} and S_{MSY} are defined as indices of spawning biomass (therefore, they are not in metric tons). C_{recent} is the estimated total catch for 2011.

TABLA 1. RMS y cantidades relacionadas para el caso base y el análisis de sensibilidad a la relación población-reclutamiento, basados en la mortalidad por pesca (F) media de 2009-2011. Se definen B_{reciente} y B_{RMS} como la biomasa, en toneladas, de peces de 3+ trimestres de edad al principio del primer trimestre de 2012 y en RMS, respectivamente, y S_{reciente} y S_{RMS} como índices de biomasa reproductora (por lo tanto, no se expresan en toneladas). C_{reciente} es la captura total estimada de 2011.

	Base case – Caso base	$h = 0.75$
MSY–RMS	82,246	78,879
$B_{\text{MSY}} - B_{\text{RMS}}$	320,818	559,384
$S_{\text{MSY}} - S_{\text{RMS}}$	72,902	140,995
$C_{\text{recent}}/\text{MSY} - C_{\text{reciente}}/\text{RMS}$	0.92	0.96
$B_{\text{recent}}/B_{\text{MSY}} - B_{\text{reciente}}/B_{\text{RMS}}$	1.06	0.76
$S_{\text{recent}}/S_{\text{MSY}} - S_{\text{reciente}}/S_{\text{RMS}}$	1.12	0.77
$B_{\text{MSY}}/B_{F=0} - B_{\text{RMS}}/B_{F=0}$	0.25	0.34
$S_{\text{MSY}}/S_{F=0} - S_{\text{RMS}}/S_{F=0}$	0.20	0.30
F multiplier—Multiplicador de F	0.95	0.70

CONDICIÓN DEL ATÚN PATUDO EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL EN 2011 Y PERSPECTIVAS PARA EL FUTURO

Alexandre Aires-da-Silva y Mark N. Maunder

Este documento presenta la evaluación más actual de la población de atún patudo (*Thunnus obesus*) en el Océano Pacífico oriental (OPO). Se usó en la evaluación un modelo de evaluación de poblaciones estadístico integrado con estructura por edad (*Stock Synthesis*; Versión 3.23b), igual que el modelo de caso base en la evaluación completa previa ([Informe de Evaluación de Stocks 11](#) de la CIAT).

El atún patudo se encuentra distribuido por todo el Océano Pacífico, pero la mayor parte de la captura proviene de las zonas oriental y occidental del mismo. Las capturas cerqueras de aleta amarilla son sustancialmente más bajas cerca del límite occidental del OPO (150°O); las capturas palangreras son más continuas, pero relativamente bajas entre 160°O y 180°. El patudo no es capturado frecuentemente con arte de cerco en el OPO al norte de 10°N, pero una porción sustancial de las capturas palangreras de patudo en el OPO proviene del norte de ese paralelo. El patudo no se desplaza grandes distancias (el desplazamiento neto del 95% de los patudos marcados es de menos de 1000 millas náuticas), e la información actual indica desplazamientos netos mínimos entre el OPO y el Océano Pacífico central y occidental. Esto es consistente con que las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) difieran entre zonas. Es probable que exista una población continua por todo el Océano Pacífico, con intercambio de individuos a escala local. Se realiza la evaluación como si existiera una sola población en el OPO, y ocurriría intercambio limitado de peces entre el OPO y el Océano Pacífico central y occidental. Sus resultados son consistentes con aquéllos de otros análisis del atún patudo a escala del Pacífico entero. Además, los análisis han demostrado que los resultados no son sensibles a la estructura espacial del análisis. Actualmente, no existen suficientes datos de marcado para brindar estimaciones adecuadas de los desplazamientos entre el OPO y el Océano Pacífico central y occidental.

La evaluación de la población requiere una cantidad sustancial de información. Se analizaron datos de capturas retenidas, descartes, captura por unidad de esfuerzo (CPUE), y datos de talla por edad y composición por tamaño de las capturas de varias pesquerías distintas. Se hicieron también varios supuestos sobre procesos tales como crecimiento, reclutamiento, desplazamiento, mortalidad natural, y mortalidad por pesca (ver [Informe de Evaluación de Stocks 11](#)). Se actualizaron los datos de captura y CPUE de las pesquerías de superficie para incluir datos nuevos de 2011. Se dispone de datos nuevos o actualizados de la captura palangrera de China (2010), Taipeí Chino (2008-2010), Polinesia Francesa (2010), Japón (2007-2010), Corea (2009-2011) y Estados Unidos (2009-2010). Se dispone de datos de captura de 2011 para China, Taipeí Chino, y Japón a partir de las estadísticas de los informes mensuales. Se dispone de datos nuevos o actualizados de CPUE para la flota japonesa de palangre (2007-2010). Se dispone de datos nuevos de frecuencia de talla de la pesquería de cerco para 2011. No se dispone de datos nuevos o actualizados de frecuencia de talla para la flota japonesa de palangre.

La serie de tiempo de estimaciones de reclutamiento de patudo tiene varias características importantes (Figura 1). The most obvious pattern is a period of below-average recruitment prior to 1994, which may be a model artifact caused by the expansion of the floating-object fisheries in 1994. Las estimaciones del reclutamiento antes de 1993 son más inciertas, ya que las pesquerías sobre objetos flotantes no capturaban cantidades importantes de patudo pequeño. Hubo un período de reclutamiento anual superior al promedio en 1994-1998, seguido por un período de reclutamiento inferior al promedio en 1999-2000. Los reclutamientos fueron superiores al promedio entre 2001 y 2006, y fueron particularmente grandes en 2005 y 2006. Los reclutamientos de 2008 y 2010 fueron superiores al promedio, pero el reclutamiento en 2011 parece haber sido inferior al promedio. No obstante, esta estimación reciente es muy incierta, y debe ser considerada con cautela, debido a que el patudo recién reclutado está representado en solamente unas pocas muestras de frecuencia de talla.

Han ocurrido cambios importantes en la cantidad de mortalidad por pesca causada por las pesquerías que

capturan atún patudo en el OPO. En promedio, desde 1993 la mortalidad por pesca de patudo de menos de unos 15 trimestres de edad ha aumentado sustancialmente, y la de los de más de unos 15 trimestres de edad también ha aumentado, pero en menor grado (Figuras 2 y 3). El aumento de la mortalidad por pesca de los peces más jóvenes fue causado por la expansión de las pesquerías de cerco que capturan atún en asociación con objetos flotantes. Queda claro que la pesquería de palangre ejerció el mayor impacto sobre la población antes de 1995, pero con la reducción del esfuerzo de palangre, y la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes, en la actualidad el impacto de la pesquería de cerco sobre la población es mucho mayor que aquél de la pesquería de palangre (Figura 4). Los descartes de patudo pequeño tienen un impacto pequeño pero detectable sobre la merma de la población.

Dentro de la gama de biomasas reproductoras estimadas por la evaluación del caso base, la abundancia de los reclutas de patudo no parece estar relacionada con el potencial reproductor de las hembras adultas en el momento de cría.

Desde el principio de 2005, cuando el cociente de biomasa reproductora (*spawning biomass ratio*, o SBR: el cociente de la biomasa reproductora actual a aquélla de la población no explotada) de atún patudo su nivel mínimo histórico de 0,16, la población ha mostrado una tendencia recuperativa, a un SBR de 0,24 al fin de 2010. Esta tendencia recuperativa reciente es subsiguiente a las resoluciones de conservación de la CIAT iniciadas en 2004. Se estima que el SBR ha disminuido ligeramente desde el principio de 2011 a un nivel de 0,23 al principio de 2012 (Figura 5). Según el modelo de caso base, este SBR más reciente es aproximadamente un 12% mayor que el nivel de rendimiento máximo sostenible (RMS) (Tabla 1).

Se estima que las capturas recientes han sido un 8% menores que aquéllas correspondientes a los niveles de RMS (Tabla 1). Si la mortalidad por pesca (F) es proporcional al esfuerzo de pesca, y se mantienen los patrones actuales de selectividad por edad, el nivel de esfuerzo de pesca correspondiente al RMS es aproximadamente el 95% del nivel de esfuerzo actual (2009-2011) (Tabla 1).

Según los resultados del caso base, las dos estimaciones más recientes indican que la población de patudo en el OPO probablemente no se encuentra sobreexplicada ($S > S_{RMS}$), pero que la mortalidad por pesca es ligeramente superior al nivel correspondiente al RMS (está ocurriendo sobrepesca, $F > F_{RMS}$) (Figura 6). No obstante, esta interpretación está sujeta a incertidumbre, tal como indican los intervalos de confianza aproximados alrededor de la estimación más reciente en la gráfica de Kobe (Figura 6).

El RMS de patudo en el OPO podría ser maximizado si el patrón de selectividad por edad fuese similar a aquél de las pesquerías de palangre, porque capturan peces más grandes de un peso cercano al crítico. Antes de la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes que comenzó en 1993, el RMS fue mayor que el RMS actual, y la mortalidad por pesca fue menos que F_{RMS} (Figura 7).

Con los niveles actuales de mortalidad por pesca, se predice que los picos recientes en el reclutamiento no sostendrán la tendencia creciente del SBR observada desde 2004. Tanto el caso base como la evaluación que supone una relación población-reclutamiento indican una ligera disminución del SBR desde el principio de 2011, y predicen que es probable que la población seguirá disminuyendo por debajo del nivel correspondiente al RMS con condiciones de reclutamiento promedio (Figura 5). Se estima que las capturas serán menores en el futuro con los niveles actuales de esfuerzo de pesca si se supone una relación población-reclutamiento, particularmente en el caso de las pesquerías de superficie (Figura 8).

Estas simulaciones se basan en el supuesto que los patrones de selectividad y capturabilidad no cambiarán en el futuro. Cambios en las prácticas con respecto a los objetivos de la pesca, o una mayor capturabilidad de patudo a medida que disminuye la abundancia (por ejemplo, capturabilidad dependiente de la densidad) podrían resultar en diferencias de los resultados aquí predichos.

Resultados clave

1. Los resultados de esta evaluación indican una tendencia recuperativa reciente (2005-2010) del atún patudo en el OPO, subsiguiente a las resoluciones de conservación de atún de la CIAT iniciadas en

2004. No obstante, comenzó a principios de 2011 una ligera disminución aparente de la biomasa reproductora y, con los niveles actuales de mortalidad por pesca y reclutamientos medios, se predice que los picos recientes en el reclutamiento no sostendrán esta tendencia temprana observada de reconstrucción de la población.

2. Existe incertidumbre con respecto a los niveles de reclutamiento y biomasa recientes y futuros;
3. Se estima que las tasas recientes de mortalidad por pesca están ligeramente por encima del nivel correspondiente al RMS, y que los niveles recientes de la biomasa reproductora están por encima de dicho nivel. Tal como se describió en el [Informe de Evaluación de Stocks 11](#), estas interpretaciones son inciertas, y altamente sensibles a los supuestos correspondientes al parámetro de inclinación de la relación población-reclutamiento, el tamaño medio de los peces más viejos, los niveles supuestos de mortalidad natural del patudo adulto, y el período histórico de la explotación de patudo usado en la evaluación. Los resultados son más pesimistas si se supone una relación población-reclutamiento, un valor mayor para el tamaño medio de los peces viejos, y niveles más bajos de mortalidad natural del patudo adulto, y si se incluye solamente el período tardío de la pesquería (1995-2009) en la evaluación
4. Los resultados son más optimistas si se supone un valor más bajo para el tamaño medio de los peces viejos, y si se suponen niveles de mortalidad natural más altos para el patudo adulto.

STATUS OF SKIPJACK TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN IN 2011

Mark N. Maunder

CONTENTS

1.	Summary	33
2.	Data	34
3.	Assumptions and parameters	35
4.	Stock assessment.....	37
5.	Stock status	39
6.	Future directions	40
	Acknowledgements.....	40
	References.....	40

1. SUMMARY

This report presents the most current stock assessment of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean (EPO). Several alternative methods are used to assess the status of skipjack tuna: a) fishery and biological indicators; b) analysis of tag data; c) a length-structured stock assessment model; d) a Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model (SEAPODYM). The results of all four of these methods are compared when evaluating the status of skipjack in the EPO.

Skipjack are distributed across the Pacific Ocean, and it is likely that there is a continuous stock throughout the Pacific Ocean, with exchange of individuals at a local level, although large-scale movements are thought to be rare. The bulk of the catches of skipjack are made in the eastern and western regions; the purse-seine catches are relatively low in the vicinity of the western boundary of the EPO at 150°W. The movements of tagged skipjack generally cover hundreds, rather than thousands, of kilometers, and exchange of fish between the eastern and western Pacific Ocean appears to be limited. Movement rates between the EPO and the western Pacific cannot be estimated with currently-available tagging data. In some analyses the EPO is divided into six independent sub-regions to accommodate spatial structure of the population and fishery dynamics.

Stock assessment requires substantial amounts of information and the information varies depending on the method used. The methods applied to skipjack require a variety of information, including data on retained catches, discards, indices of abundance, the size compositions of the catches of the various fisheries, tagging data, and oceanographic data. In addition, assumptions have to be made about processes such as growth, recruitment, movement, natural mortality, selectivity, and stock structure.

Biomass, recruitment, and fishing mortality are estimated to be highly variable over time. The estimates are uncertain and differ among the alternative assessment methods. A large recruitment appears to have entered the population in 1999, and led to increased biomass in that year, but the increase was temporary, due to the short-lived nature of skipjack. Biomass appears to have been above average in recent years, but this may differ among regions, as indicated by differences in CPUE. SEAPODYM estimates annual biomass of skipjack 30cm or larger cycling between 1,800,000 t and 2,350,000 t from 1998 to 2008, but the quality of these estimates has yet to be determined. The average weight of skipjack has generally been declining since 2000, however the trend differs among regions. Previous assessments using a catch-at-length analysis (A-SCALA) to assess skipjack tuna in the EPO were considered preliminary because: 1) it was unknown if catch-per-day-fished for purse-seine fisheries is proportional to abundance; 2) it is possible that there is a population of large skipjack that is invulnerable to the fisheries; and 3) the structure of the EPO stock in relation to the western and central Pacific stocks is uncertain. These issues are also relevant to the current assessment.

Previous assessments estimated that maximum yields are achieved with infinite fishing mortality because the critical weight is less than the average weight at recruitment to the fishery. However, this is uncertain

because of uncertainties in the estimates of natural mortality and growth. For this reason, no traditional reference points are available for skipjack tuna in the EPO. Consequently, indicators and reference levels have been used to evaluate the status of the stock. The main concern with the skipjack stock is the constantly increasing exploitation rate. However, exploitation rate appears to have leveled off in recent years and the effort has declined. The data- and model-based indicators have yet to detect any adverse consequence of this increase. The average weight was below its lower reference level in 2009, which can be a consequence of overexploitation, but it can also be caused by recent recruitments being greater than past recruitments or expansion of the fishery into areas occupied by smaller skipjack. Any continued decline in average length is a concern and, combined with leveling off of catch and CPUE, may indicate that the exploitation rate is approaching or above the level associated with MSY. The tagging analyses for regions A and C, length-structured model for region B, and the SEAPODYM analyses do not provide any information that indicates a credible risk to the skipjack stock(s).

Key Results

1. There is uncertainty about the status of skipjack tuna in the EPO.
2. There may be differences in the status of the stock among regions.
3. There is no evidence that indicates a credible risk to the skipjack stock(s).

2. DATA

The data used differ among the four methods used to assess skipjack in the EPO. In general, Catch, effort, and size-composition data, plus biological data, were used to conduct the stock assessments. The data for 2011, which are preliminary, include records that had been entered into the IATTC databases by April 2011. All data are summarized and analyzed on a monthly or annual basis. In some analyses the data are separated into six areas, which are used to represent independent stocks, based on aggregating the yellowfin market measurement (length-frequency sampling) areas. The regions are defined in Table 2.1 and illustrated in Figure 2.1. Tagging and oceanographic data were used in some of the assessment methods.

2.1. Definitions of the fisheries

Three fisheries are defined for each stock modeled in the stock assessment of skipjack. The first two are defined on the basis of purse-seine set type: sets on schools associated with floating objects and unassociated schools. The third fishery is used to represent small discarded skipjack. Catch from other fisheries (purse seine on dolphin associated schools, longline, and pole-and-line) are added to the unassociated fishery.

2.2. Catches

To conduct the stock assessment of skipjack tuna, the catch and effort data in the IATTC databases are stratified in accordance with the region and fishery definitions described in Section 2.1 and shown in Table 2.1. “Landings” is catch landed in a given year even if the fish were not caught in that year, and “retained catch” is the catch that is taken in a given year and not discarded at sea. “Catch” is used for either total catch (discards plus retained catch) or retained catch; the context determines the appropriate definition.

All three types of data are used to assess the stock of skipjack. The removals by the floating-object and unassociated fisheries are retained catch, plus some discards resulting from inefficiencies in the fishing process. Removals by the discard fisheries are only discards resulting from sorting the catch taken by the floating-object and unassociated fisheries.

Trends in the catch of skipjack in the EPO during each quarter from January 1970 to December 2011 are shown in Figures 2.2a and 2.2b. It should be noted that there were substantial surface fisheries for skipjack prior to 1970. One main characteristic of the catch trends is the increase in catch taken since about 1993 by purse-seine sets on fish associated with floating objects, especially fish-aggregating

devices (FADs). The proportion of the catch taken by the floating-object and unassociated fisheries differs among regions.

2.2.1. Discards

For the purposes of stock assessment, it is assumed that skipjack are discarded from catches made by purse-seine vessels because of inefficiencies in the fishing process (when the catch from a set exceeds the remaining storage capacity of the fishing vessel) or because the fishermen sort the catch to select fish that are larger than a certain size. In either case, the amount of skipjack discarded is estimated with information collected by IATTC or national observers, applying methods described by Maunder and Watters (2003a). Regardless of why skipjack are discarded, it is assumed that all discarded fish die. Maunder and Watters (2001) describe how discards were implemented in the yellowfin assessment.

Estimates of discards resulting from inefficiencies in the fishing process are added to the retained catches. No observer data are available to estimate discards prior to 1993, and it is assumed that there were no discards due to inefficiencies before that time. There are periods for which observer data are not sufficient to estimate the discards, in which case it is assumed that the discard rate (discards/retained catches) is equal to the discard rate for the same quarter in the previous year or, if not available, a proximate year.

Discards that result from the process of sorting the catches are treated as separate fisheries, and the catches taken by these fisheries are assumed to be composed only of fish that are less than 60 cm in length (Figure 2.2c). Maunder and Watters (2001) provide a rationale for treating such discards as separate fisheries.

2.3. Indices of abundance

Indices of abundance were derived from purse-seine catch and effort data. The catch per unit of effort (CPUE) for the purse-seine fisheries was calculated as catch divided by number of days fished. The number of days fished, by set type, was estimated from the number of sets, using a multiple regression of total days fished against number of sets by set type (Maunder and Watters 2001). The CPUE time series for the different fisheries and regions are presented in Figure 2.3.

2.4. Size-composition data

The fisheries of the EPO catch skipjack of similar sizes. Figure 2.4 shows the average length frequency distribution for the six regions and Figure 2.5 shows the time series of average length for each of the six regions.

2.5. Tagging data

Tag release and recapture data from eight trips on pole-and-line vessels between 1973 and 1981 are available. Release information is available in summary form from printed records. Releases were coastal and north of the equator. The recapture information is available in an electronic data base. Detailed information such as length at release is not currently available in electronic form. Tag identification numbers are not available in electronic form for releases, so the recaptures can be matched only to the release trip, and not to the specific details of release (*e.g.* month). Tag release and recapture data from several trips by pole-and-line vessels between 2000 and 2006 are available in the IATTC database. Releases are limited in spatial extent to an area close to the equator.

3. ASSUMPTIONS AND PARAMETERS

3.1. Biological and demographic information

3.1.1. Growth

The IATTC staff has used a growth rate of 24 cm per year, from Forsbergh (1989), in its yield-per-recruit modeling of skipjack. Bayliff (1988) used tagging data to calculate the estimates for the parameters of the von Bertalanffy growth equation. However, the results of sensitivity analyses performed by Bayliff

(1988) indicated that the estimates of the parameters were imprecise.

Maunder (2002a) estimated growth for the northern and southern coastal areas separately, using a version of the more flexible Richards growth curve, and also estimated the variation in growth, allowing the creation of growth transition matrices for use in a size-structured model.

The weight-length relationship of skipjack in the EPO is $W = (5.5293 \times 10^{-6})L^{3.336}$, where W = weight in kilograms and L = length in centimeters (Hennemuth, 1959).

3.1.2. Natural mortality

Attempts to estimate the natural mortality rate (M) of skipjack, and the many problems associated with these studies, are discussed by Wild and Hampton (1994). The IATTC staff has used a value of 1.5, on an annual basis, for M in yield-per-recruit analyses (Anonymous, 2000: 69). In contrast to yellowfin and bigeye tuna, skipjack do not show an increase in the proportion of males for older fish (Schaefer 2001). Hampton (2000), using tagging data, obtained estimates of natural mortality for skipjack in the western Pacific Ocean (WPO) that were higher for old and young individuals. The results showed much higher natural mortality rates for skipjack of sizes less than 40 cm and greater than 70 cm. The estimates from the WPO (Hampton 2000) were used to develop a length-specific natural mortality curve to use in the assessment (Figure 3.1). Hampton's estimates of high natural mortality for old skipjack may be an artifact of the tagging data due to older fish moving out of the fishery. Therefore it is assumed that natural mortality is constant over large sizes. Hampton's estimates of high natural mortality for young skipjack may also be an artifact of the tagging data due to tagging mortality, and a lower natural mortality rate is used here.

3.1.3. Recruitment and reproduction

Information on the reproduction of skipjack in the EPO is given by Anonymous (1998: 26) and Schaefer (2001). Spawning is fairly widespread between about 15°N and 10°S from the coast of the Americas to about 130°W at sea-surface temperatures (SSTs) equal to or greater than 24°C. It is assumed that skipjack tuna can be recruited to the fishable population during every month of the year. No strong assumptions are made about the relationship between adult biomass (or abundance) and recruitment in the stock assessment of skipjack. An assumption is made, however, about the way that recruitment can vary around its average level.

3.1.4. Movement

Information of the movements of skipjack in the EPO is given by Schaefer *et al.* (1961), Fink and Bayliff (1970), Hunter *et al.* (1986), and Schaefer (2009). The percentage of skipjack released in the western Pacific that were at liberty 0 to 30 days, 31 to 180 days, and more than 180 days that traveled more than 500 nautical miles are 0, about 5, and about 30, respectively. Twenty-seven tagged skipjack released in the EPO have been recaptured in the central or western Pacific (Bayliff, 1988: Appendix 2), but no tagged skipjack released in the central or western Pacific have been recaptured in the EPO. It should be recognized that the amounts of tagged fish recaptured at various locations are dependent on the amounts of fishing effort in those locations. If tagging experiments are initiated where the fishing effort is heavy the distances moved by the fish that are recaptured are likely to be less than they would have been if the tagged fish had been released in areas of both heavy and light fishing. Nevertheless, for the purposes of the current assessment, it is assumed that skipjack move within the EPO or sub-populations, as appropriate, at rates that are rapid enough to ensure that the sub-population is randomly mixed at the start of each month of the year. It is assumed that skipjack do not move among sub-populations.

3.1.5. Stock structure

Skipjack occur throughout the tropical and subtropical waters of the Pacific Ocean, and it is known that there is considerable exchange of fish among areas. The stock structure of skipjack has been studied by various methods, including analyses of catch statistics, life history, tagging, biochemical genetic data, and

data on the chemical composition of the otoliths of the fish. Research in these fields has been conducted by many organizations, including the IATTC, the South Pacific Commission (now the Secretariat of the Pacific Community; SPC), the U.S. National Marine Fisheries Service (NMFS), and various organizations in Japan. The research results pertinent to a solution to this problem were examined by Argue (1981), and the conclusions were discussed in detail by Anonymous (1984: 88-91). In summary, there were two principal hypotheses for skipjack in the Pacific Ocean. The separate-subpopulation hypothesis stated that there are two or more genetically-distinct subpopulations of skipjack in the Pacific Ocean, and the clinal hypothesis stated that separate subpopulations of skipjack do not exist in the Pacific Ocean, but that there is isolation by distance, i.e. the probability of any two fish interbreeding is an inverse function of their distance from one another. It was concluded by Argue (1981) that the available data did not favor either the separate-subpopulation or the clinal hypothesis. Subsequent studies, described by Anonymous (1995: 69-71) have not furnished information that would serve better as the basis for management decisions. (Those studies should not be considered as futile, however, as the information from them may eventually be combined with information to be gathered in the future to achieve a greater understanding of the stock structure of skipjack in the Pacific Ocean.) For the purposes of stock assessment, it is assumed that skipjack in the EPO do not interact with skipjack in the western and central Pacific. For the purposes of some analyses, it is assumed that there are six non-interacting sub-populations in the EPO.

3.2. Environmental influences

The influences of some environmental variables on the apparent abundance of skipjack in the EPO have been studied by Forsbergh (1989). The abundance of skipjack larvae in the central and western Pacific approximately doubles with each 1-degree increase in SST from 23°C to a maximum of 29°C. The catches of skipjack by surface gear tend to be reduced during El Niño episodes, however, due to the fact that during such times the depth of the thermocline increases, so that the fish spend less time at the surface than during anti-El Niño periods (Joseph and Miller, 1989).

A previous stock assessment (Maunder and Watters 2002a) included the assumption that oceanographic conditions might influence recruitment of skipjack tuna in the EPO. To incorporate the possibility of an environmental influence on recruitment of skipjack in the EPO, a temperature variable was incorporated into the previous stock assessment model to determine whether there is a statistically-significant relationship between this temperature variable and estimates of recruitment. Maunder (2002b) conducted the correlation outside the stock assessment model using SST and the Southern Oscillation Index and found no relationship between recruitment and the environmental variables.

The SEAPODYM assessment method (Senina *et al.* 2008, Lehodey *et al.* 2011) uses environmental data to force productivity and movement as discussed in the next section.

4. STOCK ASSESSMENT

Several alternative methods are used to assess the status of skipjack tuna in the EPO: a) fishery and biological indicators; b) analysis of tag data; c) length-structured stock assessment model; d) a Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model (SEAPODYM).

4.1. Assessment methods

4.1.1. Indicators

Since the stock assessments and reference points for skipjack in the EPO are uncertain, developing alternative methods to assess and manage the species that are robust to these uncertainties would be beneficial. Maunder and Deriso (2007) investigated some simple indicators of stock status based on relative quantities. Rather than using reference points based on MSY, they compared current values of indicators to the distribution of indicators observed historically. They also developed a simple stock assessment model to generate indicators for biomass, recruitment, and exploitation rate. Maunder (2012a)

updated their results to include data up to 2011. To evaluate the current values of the indicators in comparison to historical values, they use reference levels based on the 5th and 95th percentiles, as the distributions of the indicators are somewhat asymmetric. Eight data- and model-based indicators are evaluated: catch, catch-per-day-fished by floating object fisheries, catch-per-day-fished by unassociated fisheries, standardized effort, average weight, relative biomass, relative recruitment, and relative exploitation rate. These indicators are presented for the whole EPO stock.

4.1.2. Analysis of tag data

The IATTC carried out numerous tagging experiments during the 1950s to the early 1980s, and then resumed a limited amount of tuna tagging again beginning in 2000. These data have not been used in the stock assessments of skipjack tuna except to provide information on growth rates (Bayliff 1988; Maunder 2002a). Maunder (2012b) conducted a preliminary analysis of the tagging data to investigate its information content about exploitation rates. The tag data were analyzed using a tag attrition model comparing observed and predicted tag recoveries. The tag dynamics is modeled using a population dynamics model that is essentially the same as those used in stock assessments. The model differs in that recruitment is tag releases and factors such as tag loss, tagging related mortality, and reporting rate are modeled. Estimates are only available for regions A and C. The estimates of exploitation rates are highly uncertain.

4.1.3. Length-structured stock assessment model

Maunder (2012c) developed a length-structured model for assessing skipjack tuna. This model differs from the standard age-structured model approach used for assessing yellowfin and bigeye tuna, implemented using Stock Synthesis. The ageing data for skipjack tuna is unreliable, and growth information is based on tagging length-increment data. Growth based on length-increment data is ideally suited for length-structured models, and is problematic for age-structured models. The EPO is divided into six stocks and each stock is analysed separately. The model is fitted to CPUE-based indices of relative abundance and length-composition data.

There is insufficient information in the CPUE and length-composition data to produce reliable estimates of skipjack stock size. In all but one region (Region B off the coast of Ecuador) the estimates of abundance and exploitation rates were unrealistic. The selectivity or growth rates are sufficiently different among stocks that sharing selectivity information from region B for the other regions also produces unrealistic estimates. Therefore, results from the length-structured stock assessment model are only presented for region B.

4.1.4. Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model (SEAPODYM)

A Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model (SEAPODYM) that fits to a variety of data sources (Senina *et al.* 2008) has been applied to skipjack tuna in the Pacific Ocean (see Lehodey *et al.* 2011 for details). The analysis differs from Lehodey *et al.* (2011) in that the analysis: 1) used the latest available SODA 2.1.6 variables; 2) switched to MFCL-2010 length-at-age estimates; 3) scaled the Western and Central Pacific Ocean (WCPO) stock to MFCL estimates via fixing recruitment and mortality coefficients; and 4) used asymmetric Gaussian functions for purse-seine selectivities instead of sigmoid selectivities. Biomass estimates for the EPO only are used in this assessment.

The SEAPODYM model is a two-dimensional coupled physical–biological interaction model at the ocean basin scale, and contains environmental and spatial components used to constrain the movement and the recruitment of tuna. The model combines a forage (prey) production model with an age-structured population model of the fishery target (tuna predator) species. All the spatial dynamics are described with an advection– diffusion equation. Oceanographic Input data sets for the model are sea-surface temperature (SST), oceanic currents and primary production that can be predicted data from coupled physical–biogeochemical models, as well as satellite-derived data distributions. Recent improvements include rigorous parameter optimization using fisheries data (size composition and abundance indices),

which are based on methods used for contemporary stock assessment models (Senina *et al.*, 2008).

4.2. Assessment results

The results of each of the assessment methods are described below.

4.2.1. Fishing mortality

The fishing mortality estimates from the tagging analysis are highly variable over time (Figure 4.1). The maximum monthly fishing mortality was 0.65 for the historic data (1973-1981 releases in region A) and 0.20 for the recent data (2000-2006 releases in region C). The mean monthly (annual = monthly times 12) fishing mortality was estimated as 0.049 (0.588) and 0.025 (0.300), respectively. There is a large amount of uncertainty in the estimates of monthly fishing mortality with CVs around 40% to 140%. The estimates of approximate average and maximum monthly fishing mortality rates for region B from the length-structured stock assessment are higher, 0.13 and 2.37, respectively (Figure 4.2). The fishing mortality was estimated to be high in the late 1970s and the early 1980, but considerably lower in recent years (*e.g.* monthly (annual = monthly times 12) average of 0.06 (0.74) from 1998 to 2008). The average annual approximate fishing mortality during 1998-2008, calculated from the annual catch and the annual SEAPODYM biomass estimates, is 0.12 (Figure 4.3). The standardized effort, a measure of exploitation rate, and the relative exploitation rate from the indicator analysis has been increasing since 1985, but dropped in recent years (Figure 4.4).

4.2.2. Recruitment

The indicator analysis estimates that recruitment was much lower until 2002, except for a large recruitment in 1999 (Figure 4.4). The length-structured model for region B estimates highly variable monthly recruitment with a very large recruitment in 1999, but does not estimate recent recruitment to be substantially higher than prior recruitment (Figure 4.5).

4.2.3. Biomass

The indicator analysis estimates that biomass was much lower until 2003, except for a large biomass in 1999 (Figure 4.4). The length-structured model for region B estimates highly variable monthly biomass with a very large biomass in 1999 and generally increasing biomass since 1980 (Figure 4.6). SEAPODYM estimates annual biomass of skipjack 30cm or larger cycling between 1,800,000 t and 2,350,000 t from 1998 to 2008 (Figure 4.7).

4.2.4. Average weights of fish in the catch

The indicator analysis estimates that the average weight of skipjack has been declining since 2000, and in 2009 was below the lower reference level, but increased slightly in 2010 and 2011 (Figure 4.4). The trend in average length differs among regions (Figure 2.5).

4.3. Comparison to previous assessment

Maunder and Harley (2005) used an age-structured, catch-at-length analysis (A-SCALA) to assess skipjack tuna in the EPO. The analysis method and its technical details are described in [IATTC Bulletin, Vol. 22, No. 5 \(2003\)](#). The assessment was still considered preliminary because 1) it was unknown if catch-per-day-fished for purse-seine fisheries is proportional to abundance, 2) it is possible that there is a population of large skipjack that is invulnerable to the fisheries, 3) the structure of the EPO stock in relation to the western and central Pacific stocks is uncertain. However, the results from their assessment were more consistent among sensitivity analyses compared to the previous assessment.

5. STOCK STATUS

Maintaining tuna stocks at levels that will permit the MSY is the management objective specified by the IATTC Convention. The IATTC has not adopted any target or limit reference points for the stocks that it manages. Previous assessments have found that yield per recruit is maximized by catching skipjack at the

smallest size observed in the catch. In combination with the lack of evidence of a stock-recruitment relationship, this indicates that very high fishing mortality rates and very low biomass levels would be associated with MSY. The previous assessment (Maunder and Harley 2004) estimated that maximum yields are achieved with infinite fishing mortality because the critical weight is less than the average weight at recruitment to the fishery. However, this is uncertain because of uncertainties in the estimates of natural mortality and growth. For this reason, no traditional reference points are available for skipjack tuna in the EPO. Consequently, indicators and reference levels have been used to evaluate the status of the stock.

The main concern with the skipjack stock is the constantly increasing exploitation rate until recently. Exploitation rate appears to have leveled off in recent years and the effort has declined. The data- and model-based indicators have yet to detect any adverse consequence of this increase. The average weight was below its lower reference level in 2009, which can be a consequence of overexploitation, but it can also be caused by recent recruitments being greater than past recruitments or expansion of the fishery into areas occupied by smaller skipjack. Any continued decline in average length is a concern and, combined with leveling off of catch and CPUE, may indicate that the exploitation rate is approaching or above the level associated with MSY.

The tagging analysis for regions A and C, length-structured model for region B, and the SEAPODYM analysis do not provide any information that indicates a credible risk to the skipjack stock(s).

6. FUTURE DIRECTIONS

6.1. Collection of new and updated information

Conducting a well-planned and executed comprehensive tagging study is probably the only way to provide an adequate stock assessment for skipjack tuna in the EPO.

6.2. Refinements to the assessment model and methods

Integrating the tagging data into the length-structured stock assessment model can potentially improve the results. However, uncertainty in the fishing mortality estimates from the tagging analysis indicate that any improvements will be minor. Sharing information among stocks has the potential to improve estimates for the regions that have little information in their data. However, initial analysis suggest that differences in selectivity and/or growth among regions may prevent the sharing of selectivity parameters. The catchability of the CPUE index of relative abundance might be shareable among regions if the CPUE is calculated as the sum of the CPUE across 1x1 degree squares in a region. This method has been used for longline CPUE in the WCPO.

ACKNOWLEDGEMENTS

Many IATTC and member country staff provided data for the assessment. William Bayliff and Patrick Tomlinson provided advice on the data, fisheries, and biology of skipjack tuna. Nicholas Webb provided editorial assistance and translated the report to Spanish. Christine Patnode provided graphical assistance.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Anonymous. 1984. Annual Report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1983: 272 pp.
- Anonymous. 1995. Annual Report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1994: 296 pp.
- Anonymous. 1998. Annual Report of the Inter-American Tropical Tuna Commission 1996: 306 pp.
- Anonymous. 2000. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission, 1998: 357 pp.
- Argue, A.W. (editor). 1981. Report of the Second Skipjack Survey and Assessment Programme workshop to review results from genetic analysis of skipjack blood samples. South Pacif. Comm., Skipjack Survey and Assessment Programme, Tech. Rep. 6: v, 39 pp.
- Bayliff, W.H. 1988. Growth of skipjack, *Katsuwonus pelamis*, and yellowfin, *Thunnus albacares*, tunas in the eastern Pacific Ocean as estimated from tagging data. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 19: 307-385.

- Fink, B.D., and W.H. Bayliff. 1970. Migrations of yellowfin and skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean as determined by tagging experiments, 1952-1964. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 15: 1-227.
- Forsbergh, E.D. 1989. The influence of some environmental variables on the apparent abundance of skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 19: 429-569.
- Joseph, J., and F. R. Miller. 1989. El Niño and the surface fishery for tunas in the eastern Pacific. Japan. Soc. Fish. Ocean., Bull. 53: 77-80.
- Hampton J. 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 57: 1002-1010.
- Hennemuth, R.C. 1959. Additional information on the length-weight relationship of skipjack tuna from the eastern tropical Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 4: 23-37.
- Hunter, J.R., A.W. Argue, W.H. Bayliff, A.E. Dizon, A. Fonteneau, D. Goodman, and G.R. Seckel. 1986. The dynamics of tuna movements: an evaluation of past and future research. FAO Fish. Tech. Pap. 277: 1-78.
- Lehodey, P., Senina, I., Calmettes, B., Hampton, J., Nicol, S., Williams, P., Jurado Molina, J., Ogura, M., Kiyofuji, H., and Okamoto, S. 2011. SEAPODYM working progress and applications to Pacific skipjack tuna population and fisheries. WCPFC-SC7-2011/EB-WP 06 rev. 1.
- Maunder, M.N. 2002a. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 22: 93-131.
- Maunder, M.N. 2002b. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 3: 135-200.
- Maunder, M.N. 2012a. Updated indicators of stock status for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. SAC3.
- Maunder, M.N. 2012b. Preliminary analysis of historical and recent skipjack tuna tagging data to explore information on exploitation rates SAC3
- Maunder, M.N. 2012c. A length based meta-population stock assessment model: application to skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. SAC3.
- Maunder, M.N. and Deriso, R.B. 2007. Using indicators of stock status when traditional reference points are not available: evaluation and application to skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 8: 229-248.
- Maunder, M.N. and Harley, S.J. 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 G.M. Watters. 2001. Status of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 1: 5-86.
- Maunder, M.N. and G.M. Watters. 2003. A-SCALA: an age-structured statistical catch-at-length analysis for assessing tuna stocks in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 22: 433-582.
- Schaefer, K.M. 2001. An assessment of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) spawning in the eastern Pacific Ocean. Fish. Bull. 99: 343-350.
- Schaefer, K.M. 2009. Stock structure of bigeye, yellowfin, and skipjack tunas in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 9: 203-221.
- Schaefer, M.B., B.M. Chatwin, and G.C. Broadhead. 1961. Tagging and recovery of tropical tunas, 1955-1959. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 5: 341-455.
- Senina I., Sibert J., & Lehodey P. (2008). Parameter estimation for basin-scale ecosystem-linked population models of large pelagic predators: application to skipjack tuna. Progress in Oceanography, 78: 319-335.
- Wild, A. and J. Hampton. 1994. A review of the biology and fisheries for skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, in the Pacific Ocean. FAO Fish. Tech. Pap. 336 (2): 1-51.

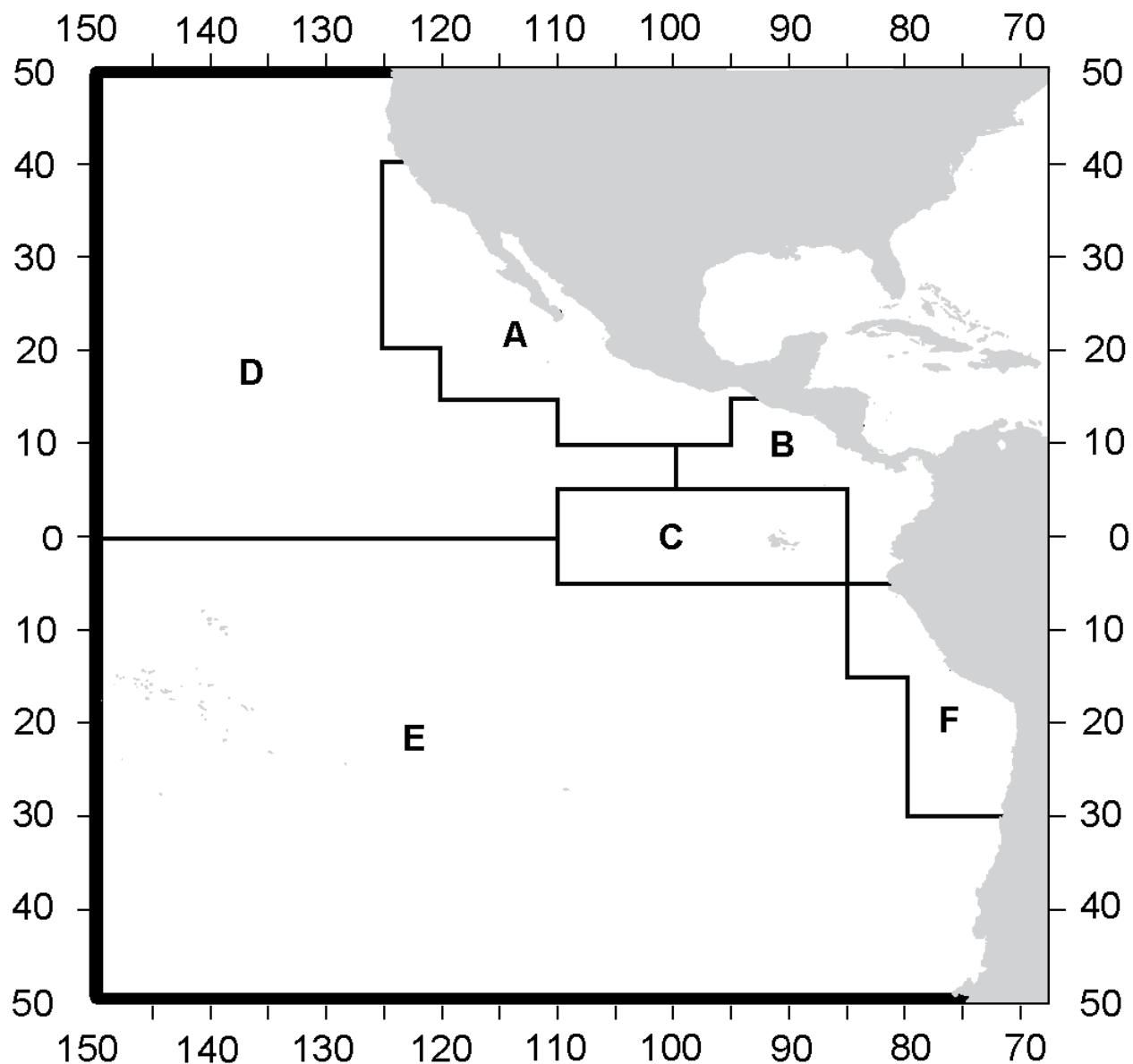


FIGURE 2.1. Spatial extents of the sub-stocks (regions) defined for the stock assessment of skipjack tuna in the EPO.

FIGURA 2.1. Extensión espacial de las subpoblaciones (regiones) definidas para la evaluación del atún barrilete en el OPO.

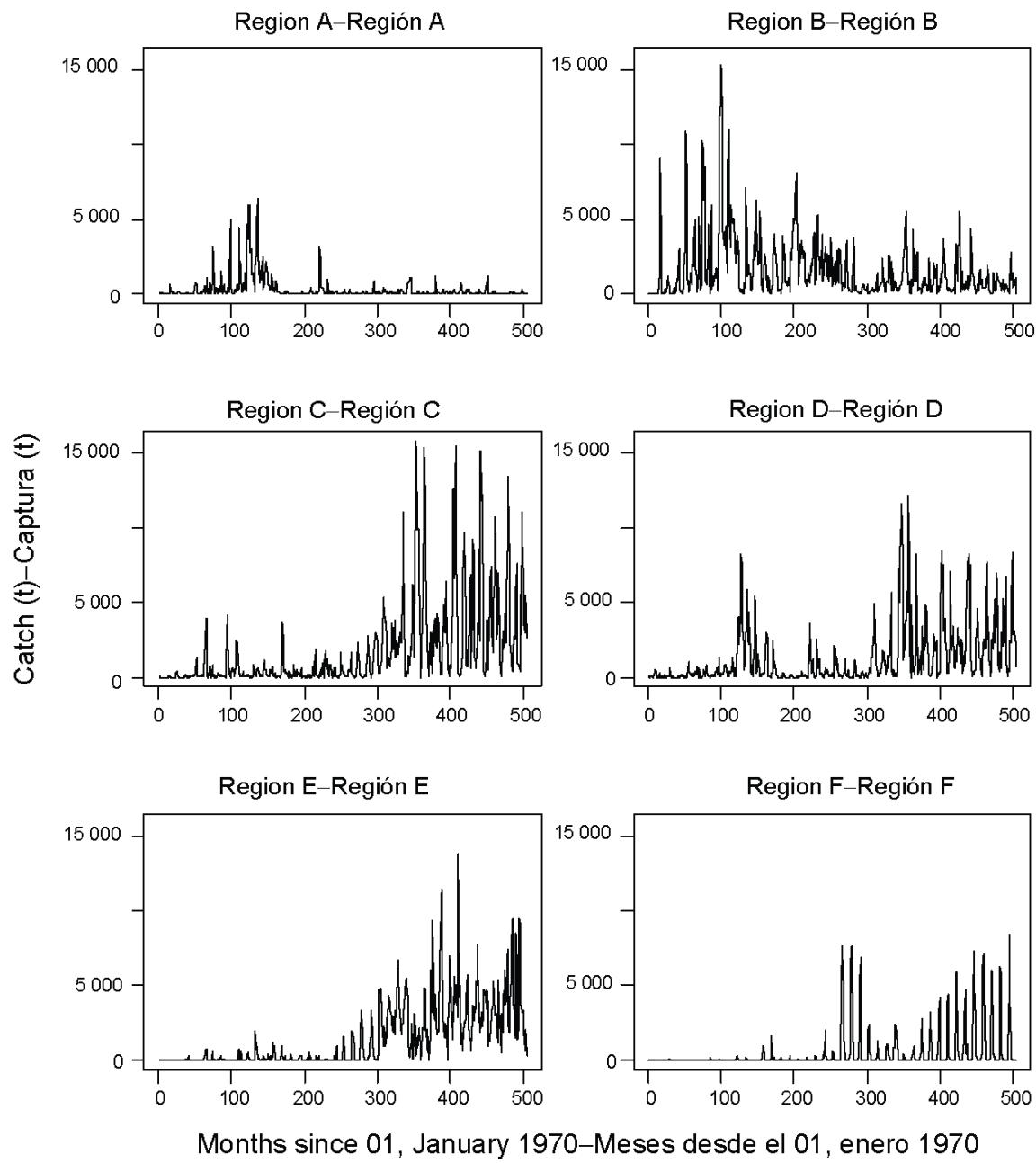


FIGURE 2.2a. Monthly catches in purse-seine sets on floating objects, by region.

FIGURA 2.2a. Capturas mensuales en lances cerqueros sobre objetos flotantes, por región.

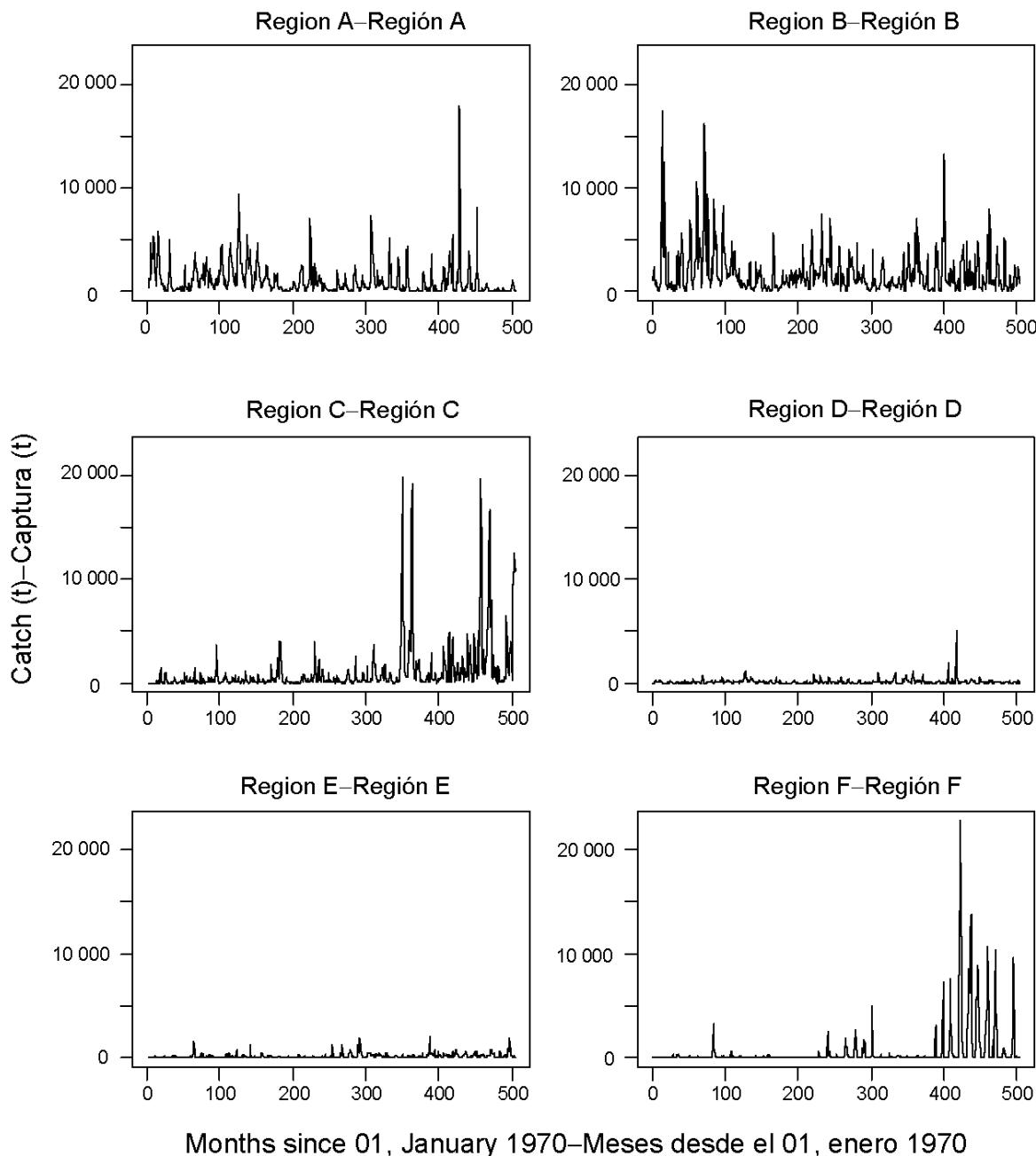


FIGURE 2.2b. Monthly catches in purse-seine sets on unassociated tunas, by region.

FIGURA 2.2b. Capturas mensuales en lances cerqueros sobre atunes no asociados, por región.

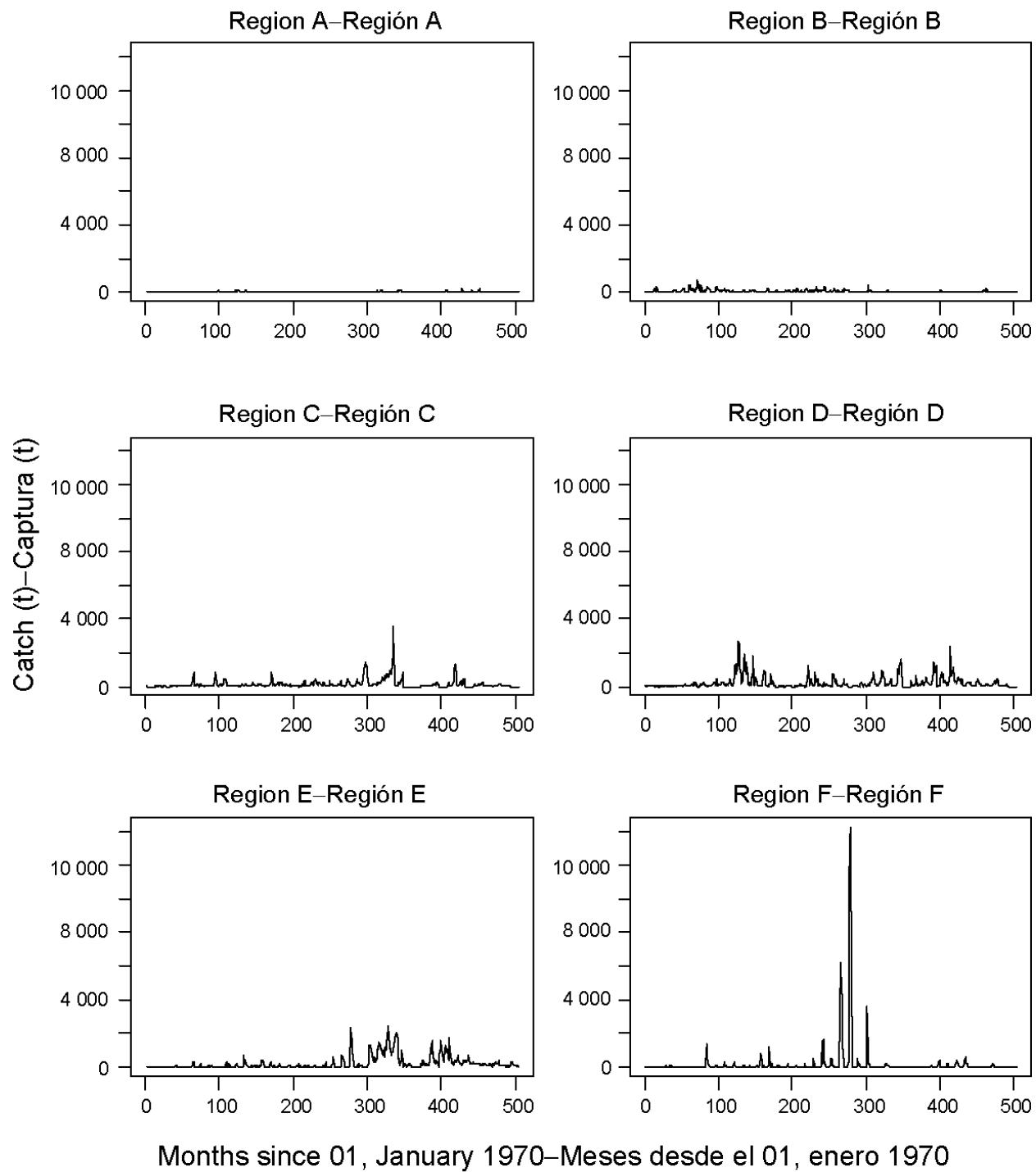


FIGURE 2.2c. Monthly discards of small skipjack, by region.

FIGURA 2.2c. Descartes mensuales de barriletes pequeños, por región.

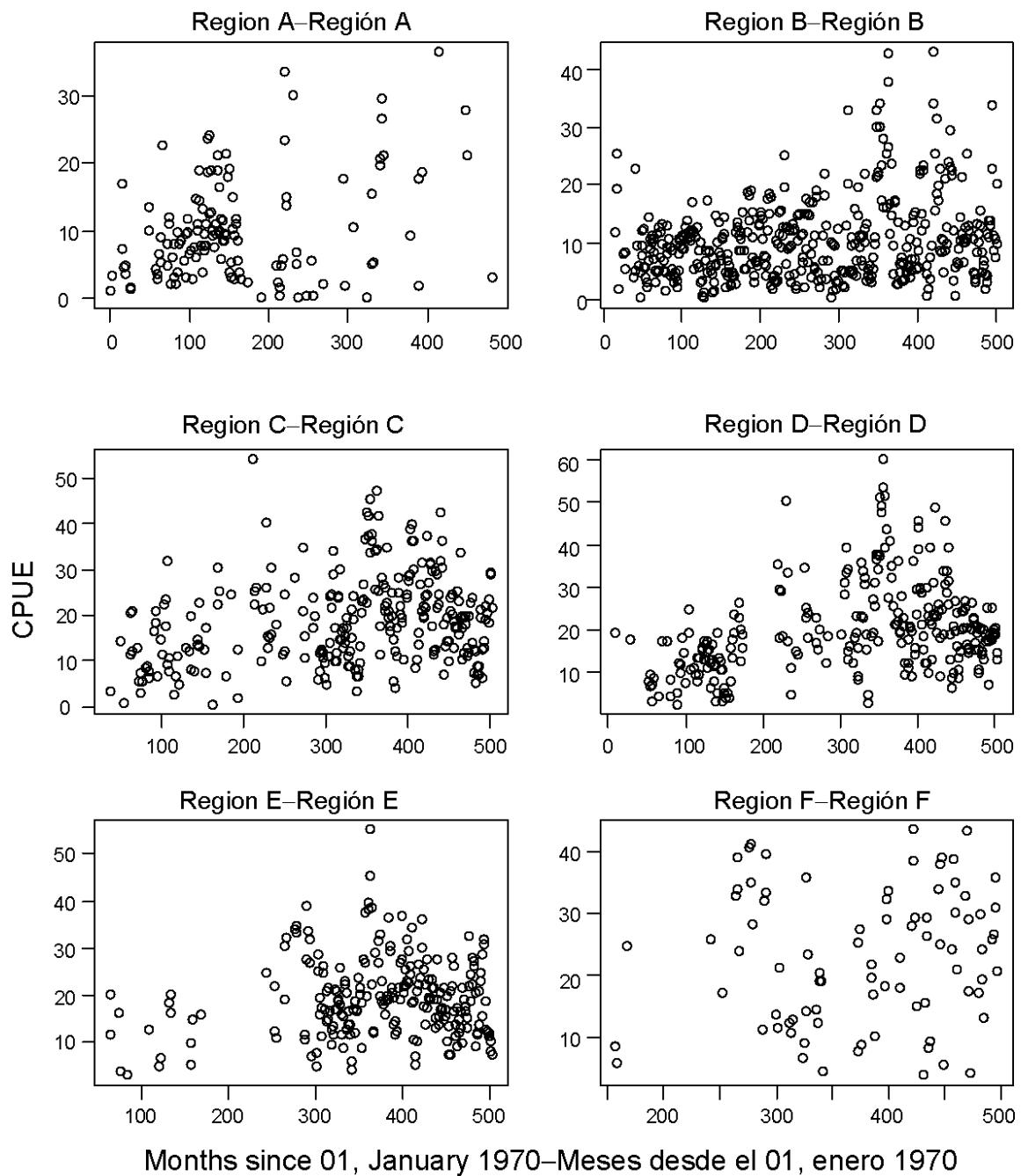


FIGURE 2.3a. Monthly CPUEs for the floating-object fisheries, by region.

FIGURA 2.3a. CPUE mensuales de las pesquerías sobre objetos flotantes, por región.

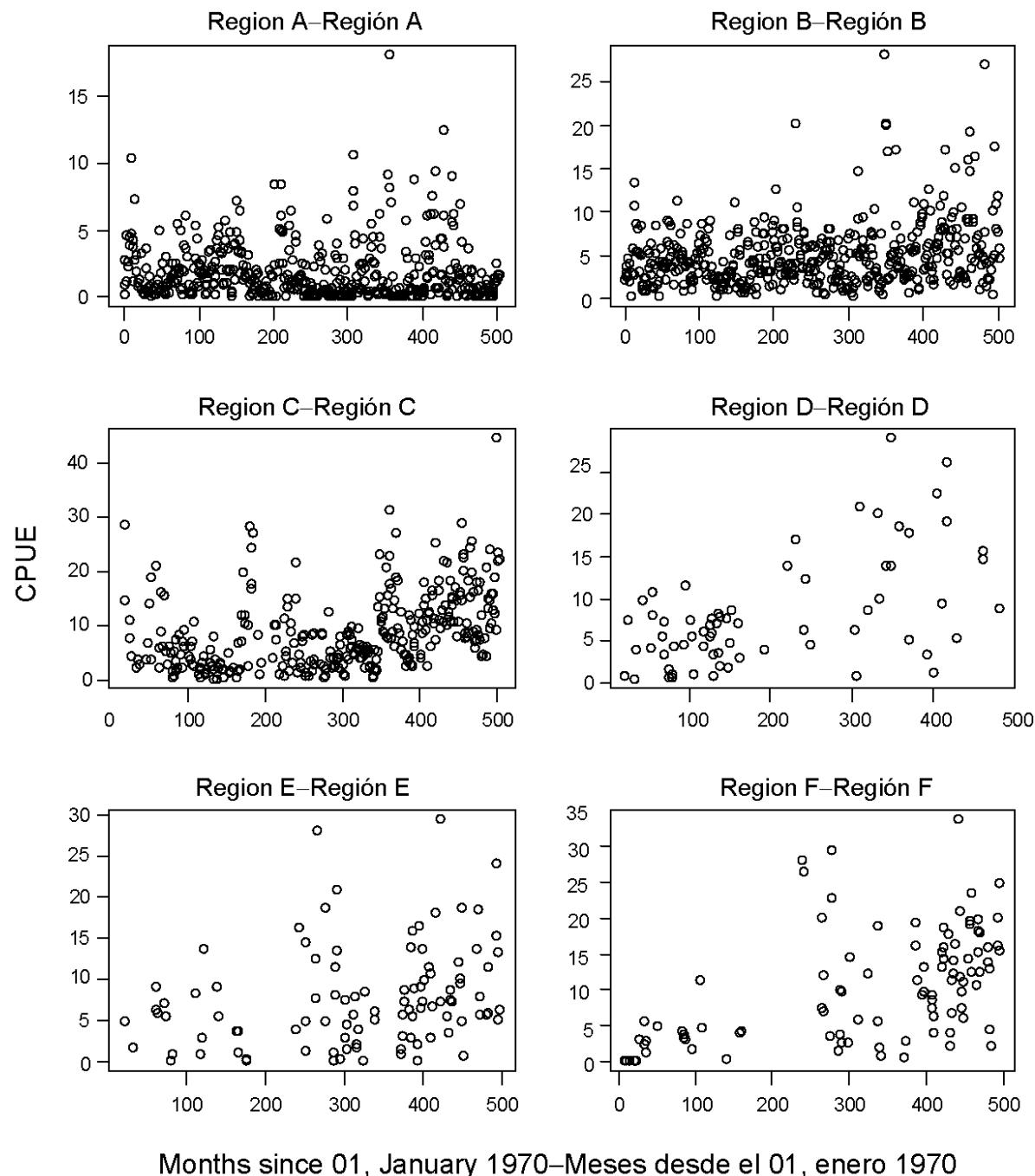


FIGURE 2.3b. Monthly CPUEs for the unassociated fisheries, by region.

FIGURA 2.3b. CPUE mensuales de las pesquerías no asociadas, por región.

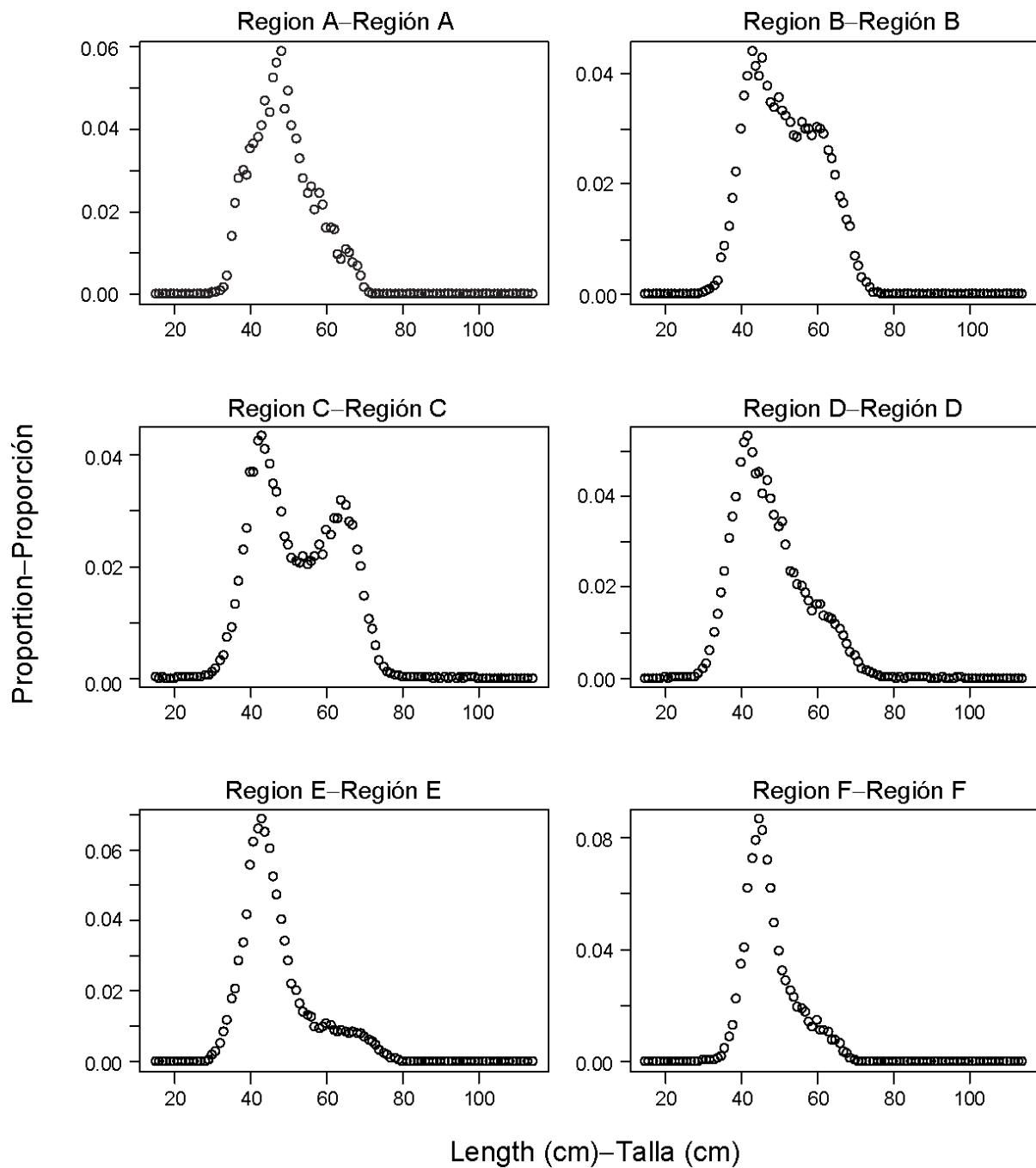


FIGURE 2.4. Average length-composition data, 1970-2011, for the floating-object fishery, by region.

FIGURA 2.4. Datos de composición por talla media, 1970-2011, de la pesquería sobre objetos flotantes, por región.

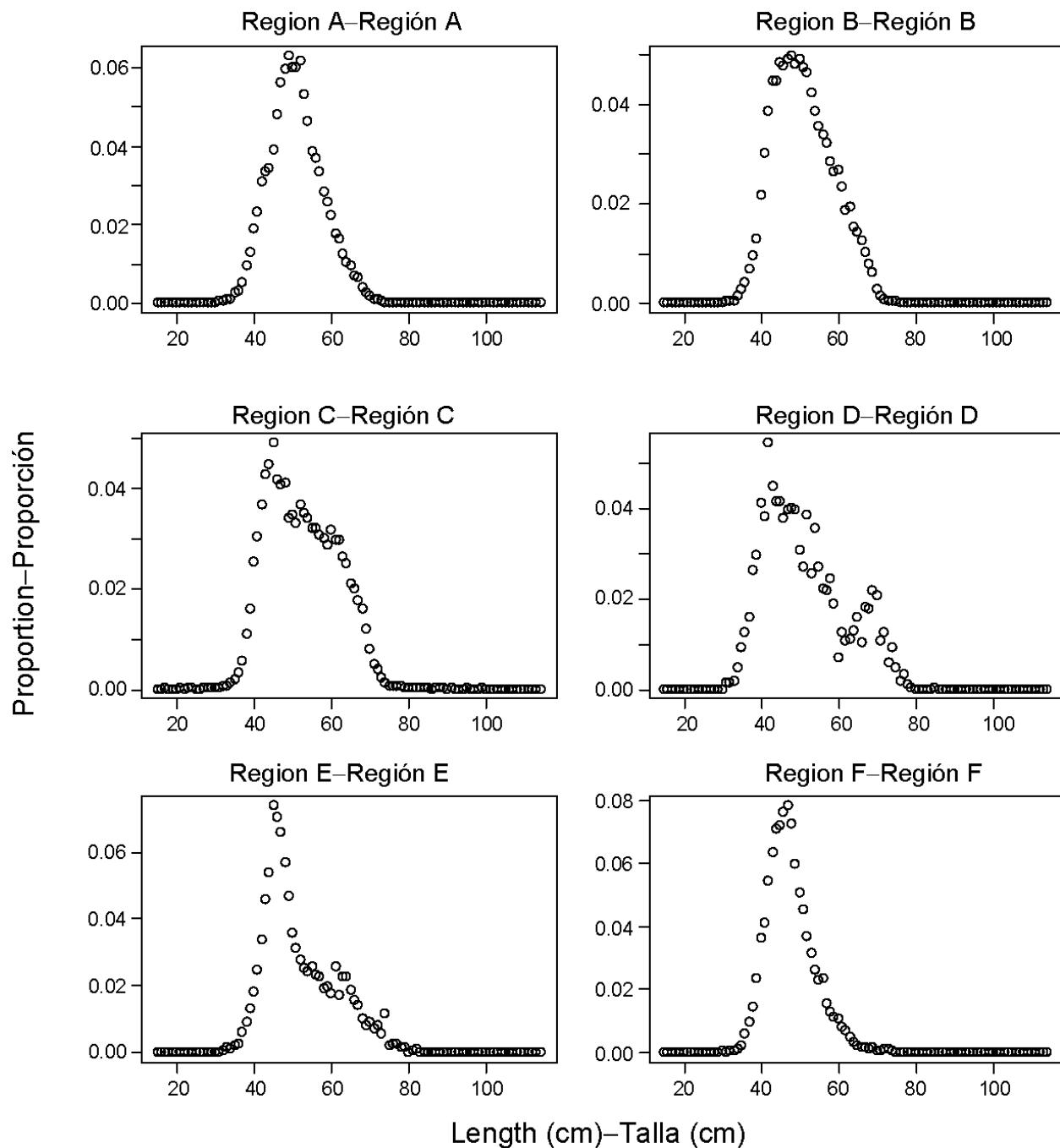


FIGURE 2.4, (continued).

FIGURA 2.4. (continuación)

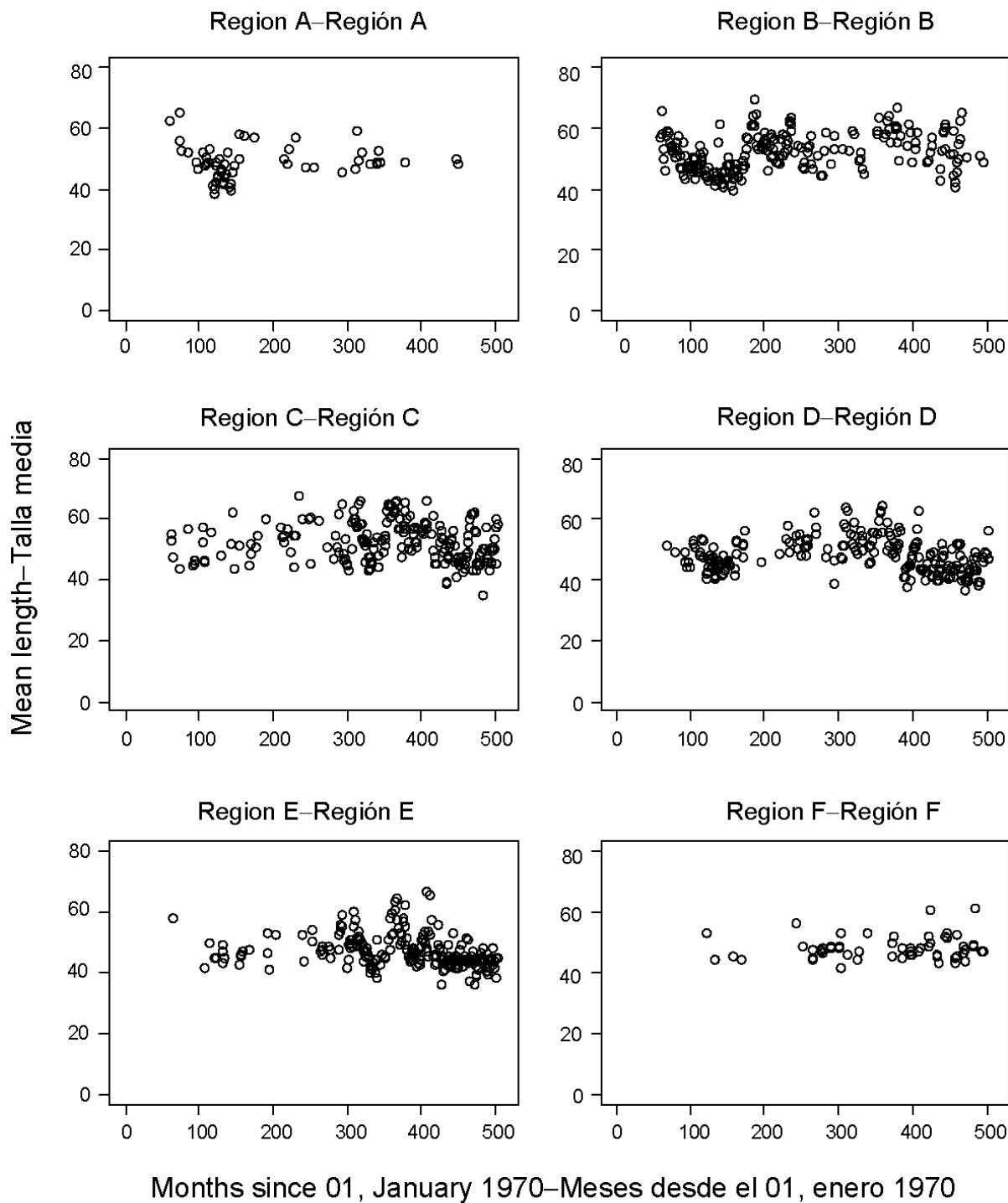


FIGURE 2.5a. Estimated average length of skipjack tuna caught in purse-seine sets on floating objects, by region.

FIGURA 2.5a. Talla promedio estimada del atún barrilete capturado en lances cerqueros sobre objetos flotantes, por región.

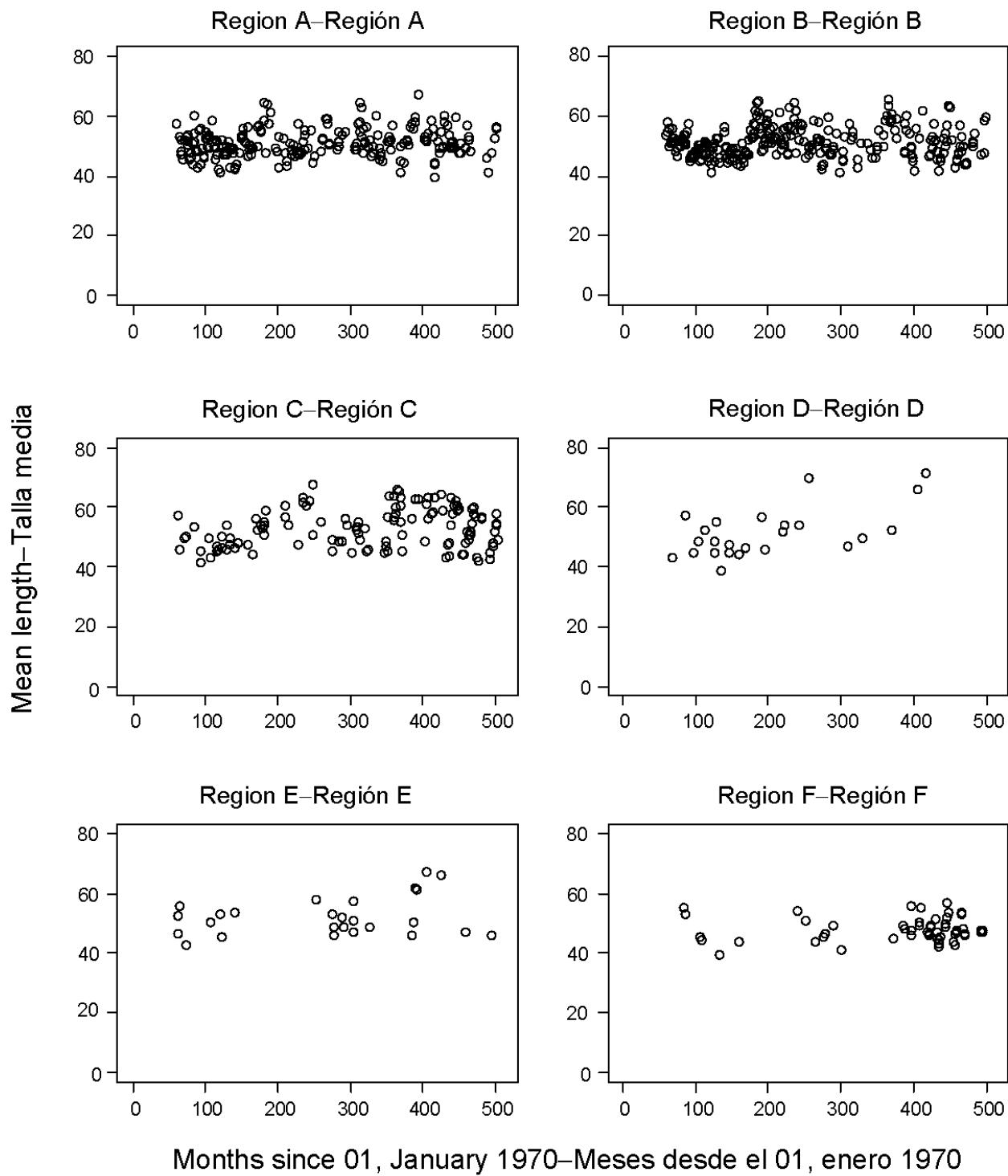


FIGURE 2.5a. Estimated average length of skipjack tuna caught in purse-seine sets on unassociated tunas, by region.

FIGURA 2.5a. Talla promedio estimada del atún barrilete capturado en lances cerqueros sobre atunes no asociados, por región.

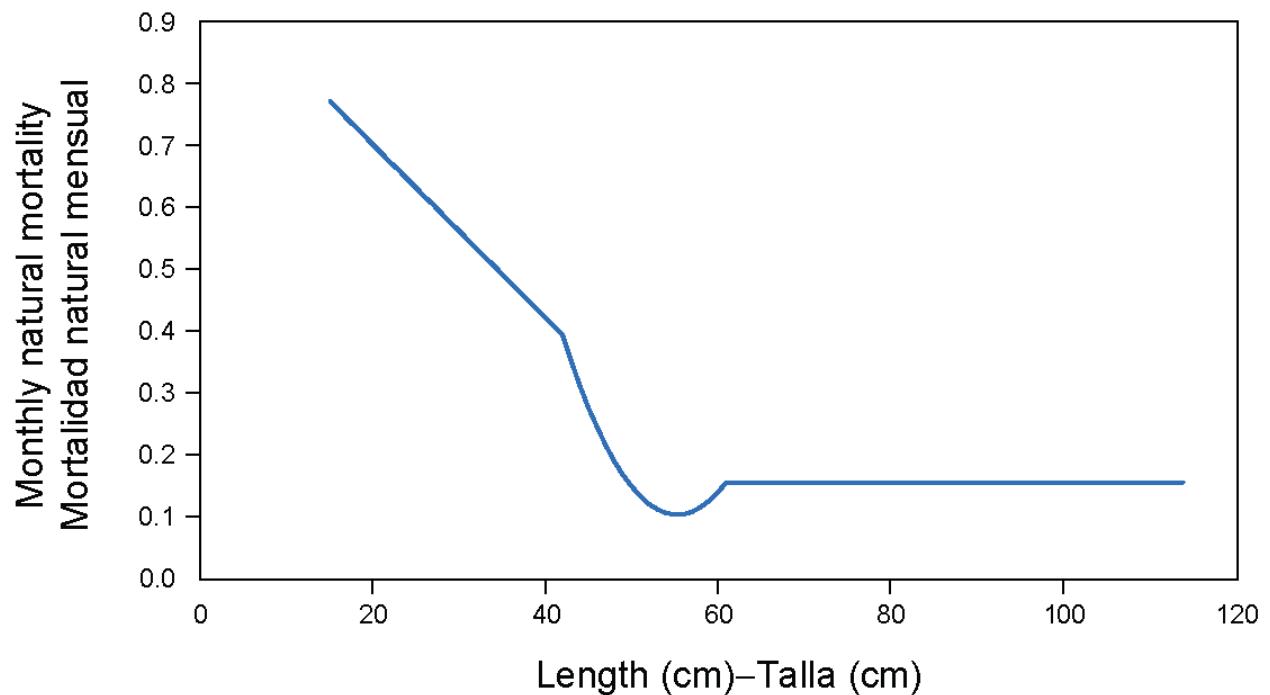


FIGURE 3.1. Rates of monthly natural mortality (M) used for the length-structured assessment of skipjack tuna.

FIGURA 3.1. Tasas de mortalidad natural (M) mensual usadas para la evaluación por talla del atún barrilete.

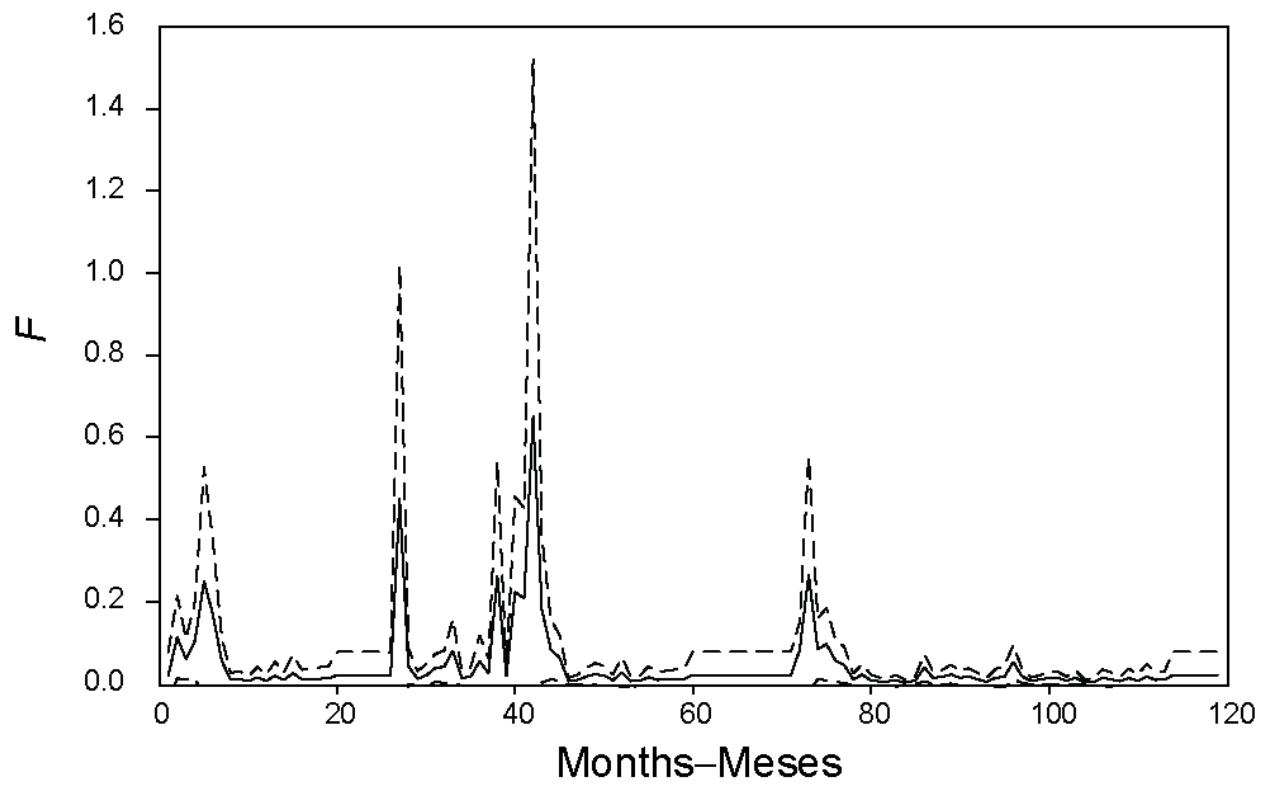


FIGURE 4.1a. Estimates of fishing mortality (F). with 95% confidence intervals, for the historic tag data. Time is in months since June 1973 (month 1).

FIGURA 4.1a. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F), con intervalos de confianza de 95%, para los datos de marcado históricos. Tiempo en meses a partir de junio de 1973 (mes 1).

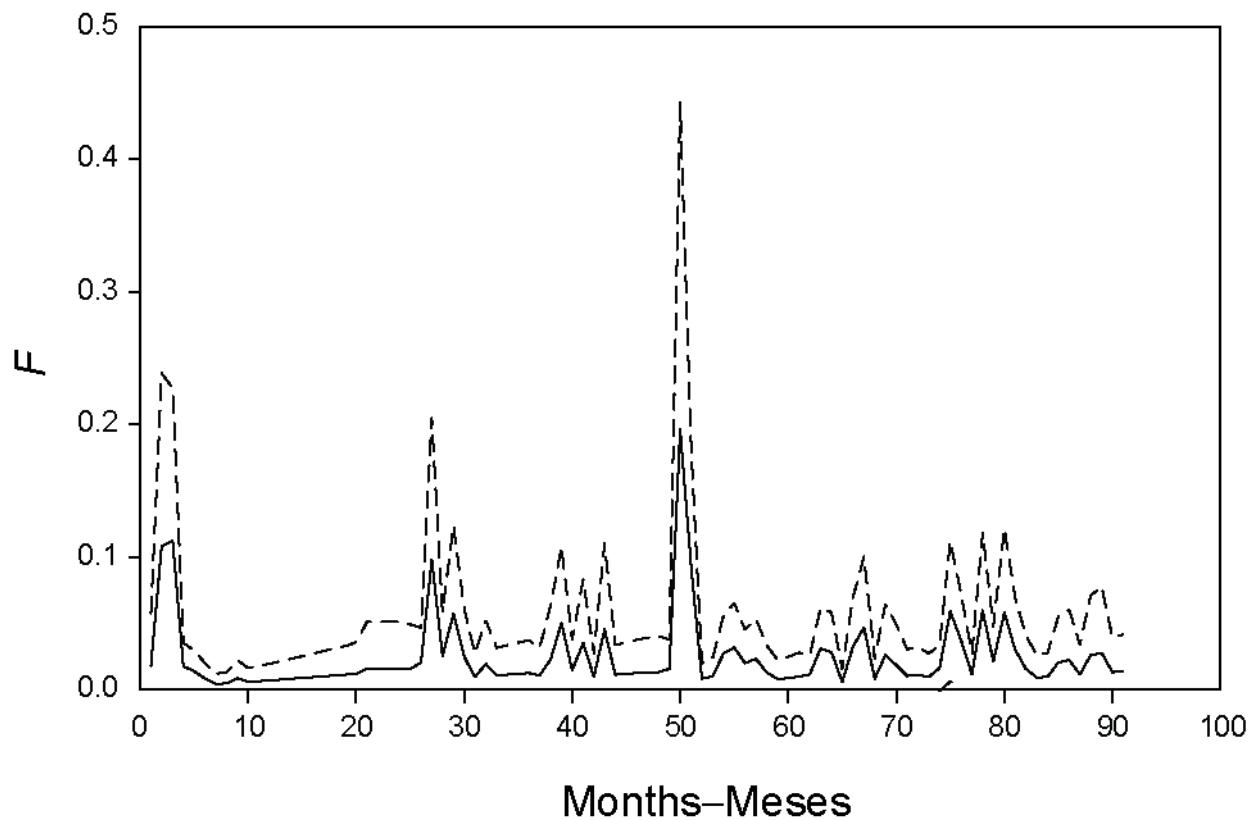


FIGURE 4.1b. Estimates of fishing mortality (F), with 95% confidence intervals, for the historic tag data. Time is in months since April 2000 (month 1).

FIGURA 4.1b. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F), con intervalos de confianza de 95%, para los datos de marcado recientes. Tiempo en meses a partir de abril de 2000 (mes 1).

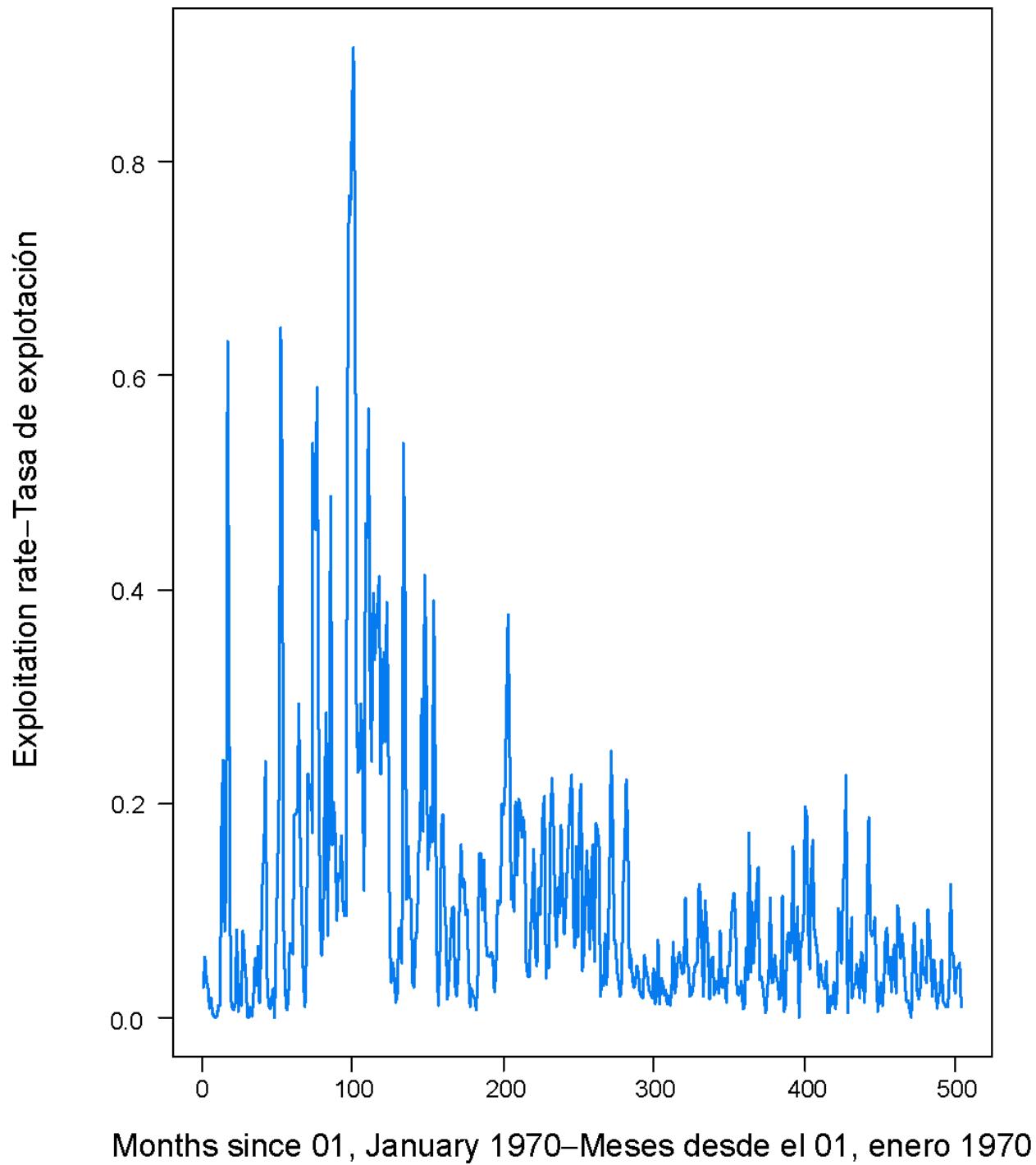


FIGURE 4.2. Monthly exploitation rate for region B estimated using the length-structured stock assessment model.

FIGURA 4.2. Tasa de explotación mensual correspondiente a la región B, estimada con el modelo de evaluación basado en talla.

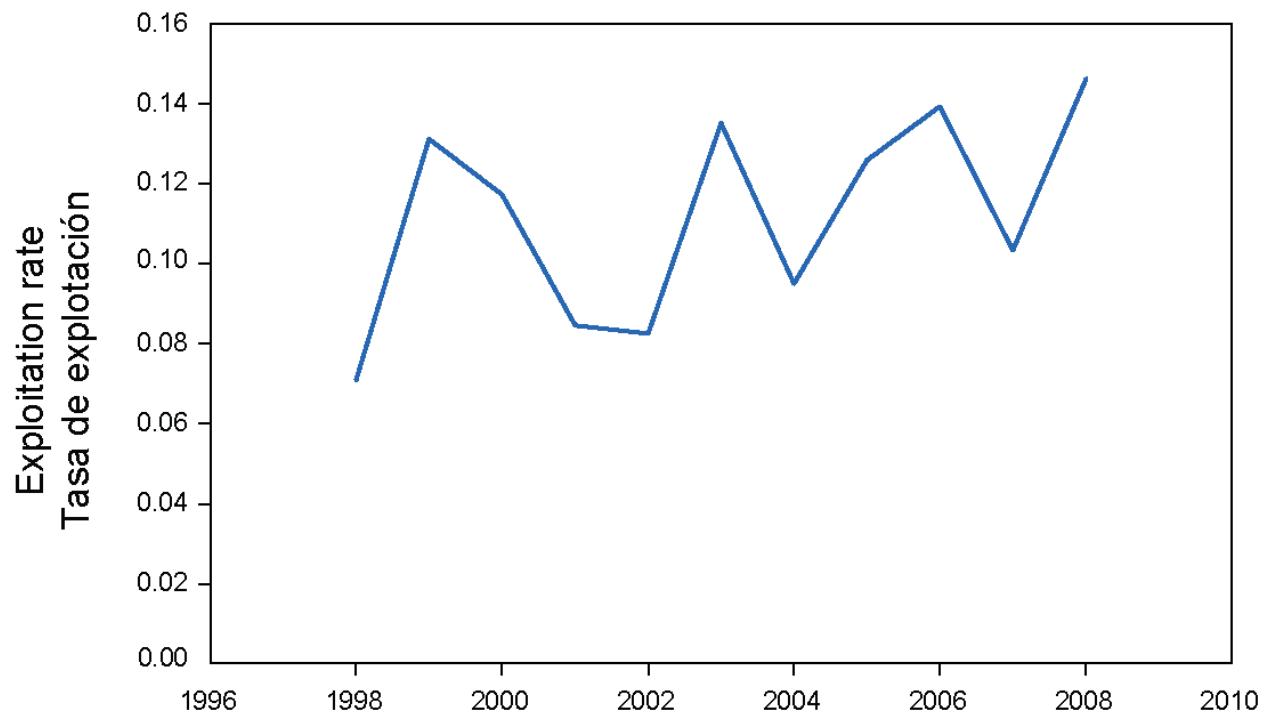


FIGURE 4.3. Annual exploitation rate of skipjack in the EPO, estimated by SEAPODYM.

FIGURA 4.3. Tasa de explotación anual de barrilete en el OPO, estimada con SEAPODYM.

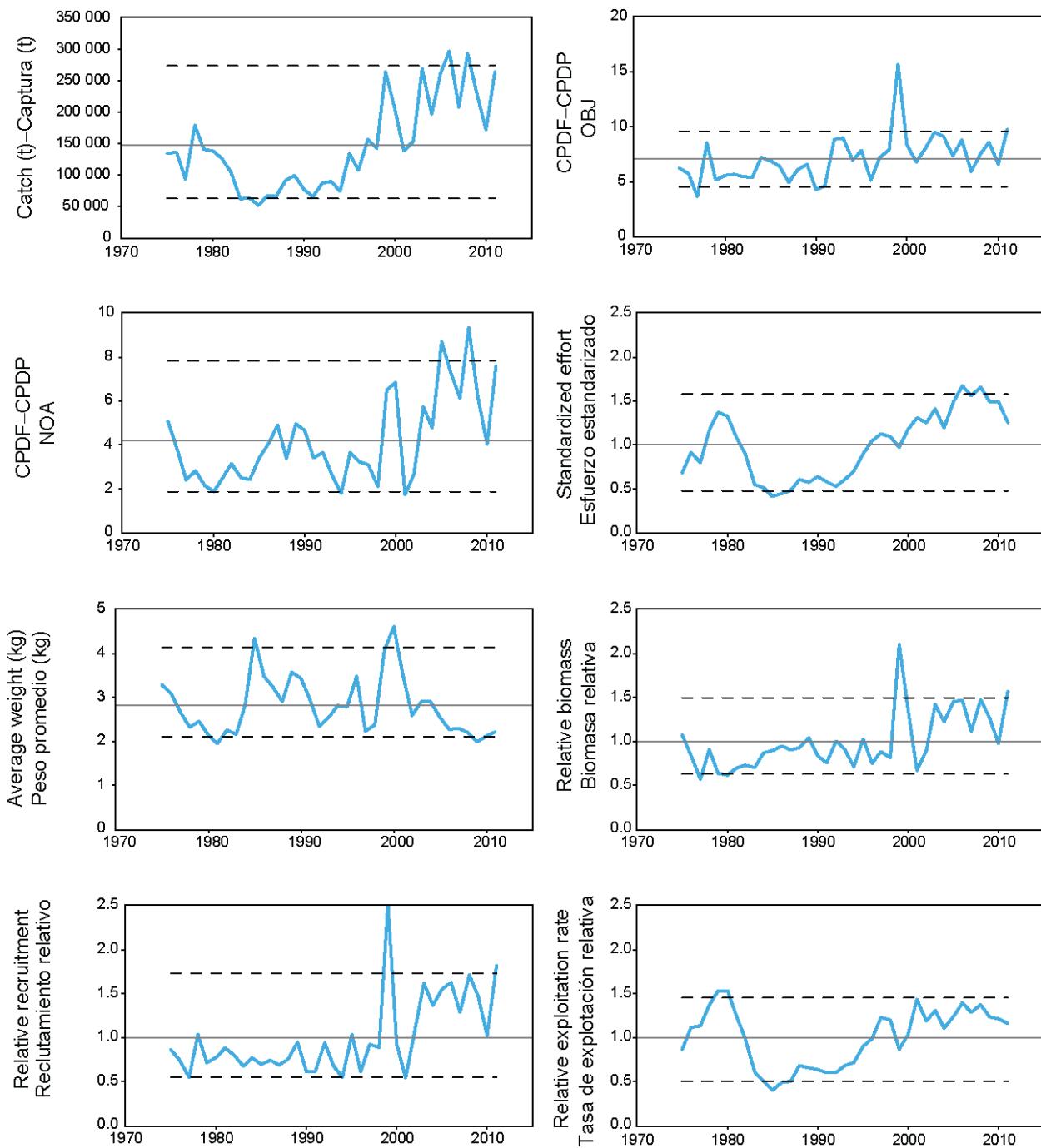


FIGURE 4.4. Indicators of stock status for skipjack tuna in the EPO. OBJ: floating-object fishery; NOA: unassociated fishery. All indicators are scaled so that their average equals one.

FIGURE 4.4. Indicadores de la condición de la población de atún barrilete en el OPO. OBJ: pesquería sobre objetos flotantes; NOA: pesquería no asociada. Se escalan todos los indicadores para que su promedio equivalga a uno.

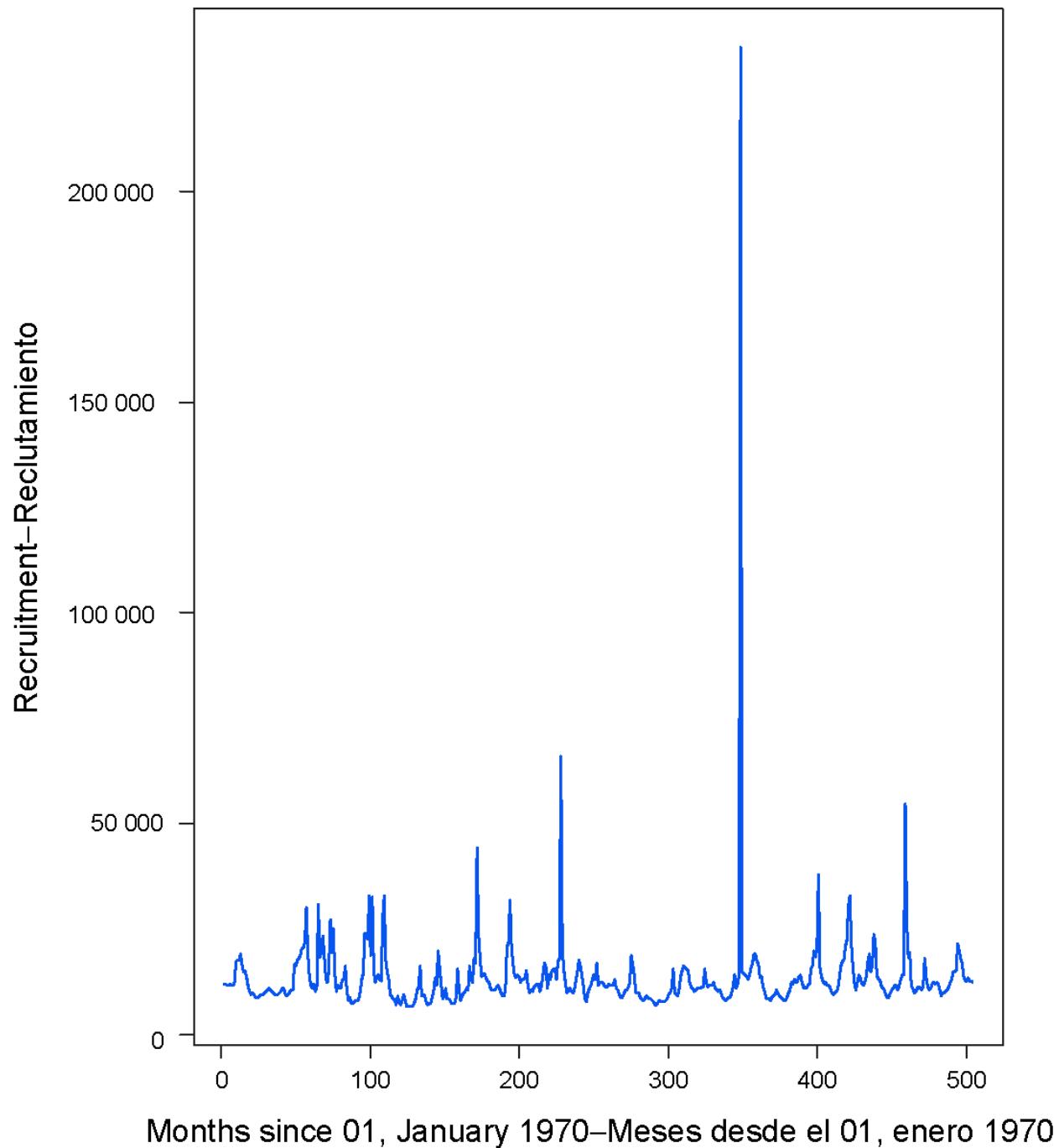


FIGURE 4.5. Monthly recruitment in region B, estimated by the length-structured model.

FIGURA 4.5. Reclutamiento mensual en la región B, estimado con el modelo basado en talla.

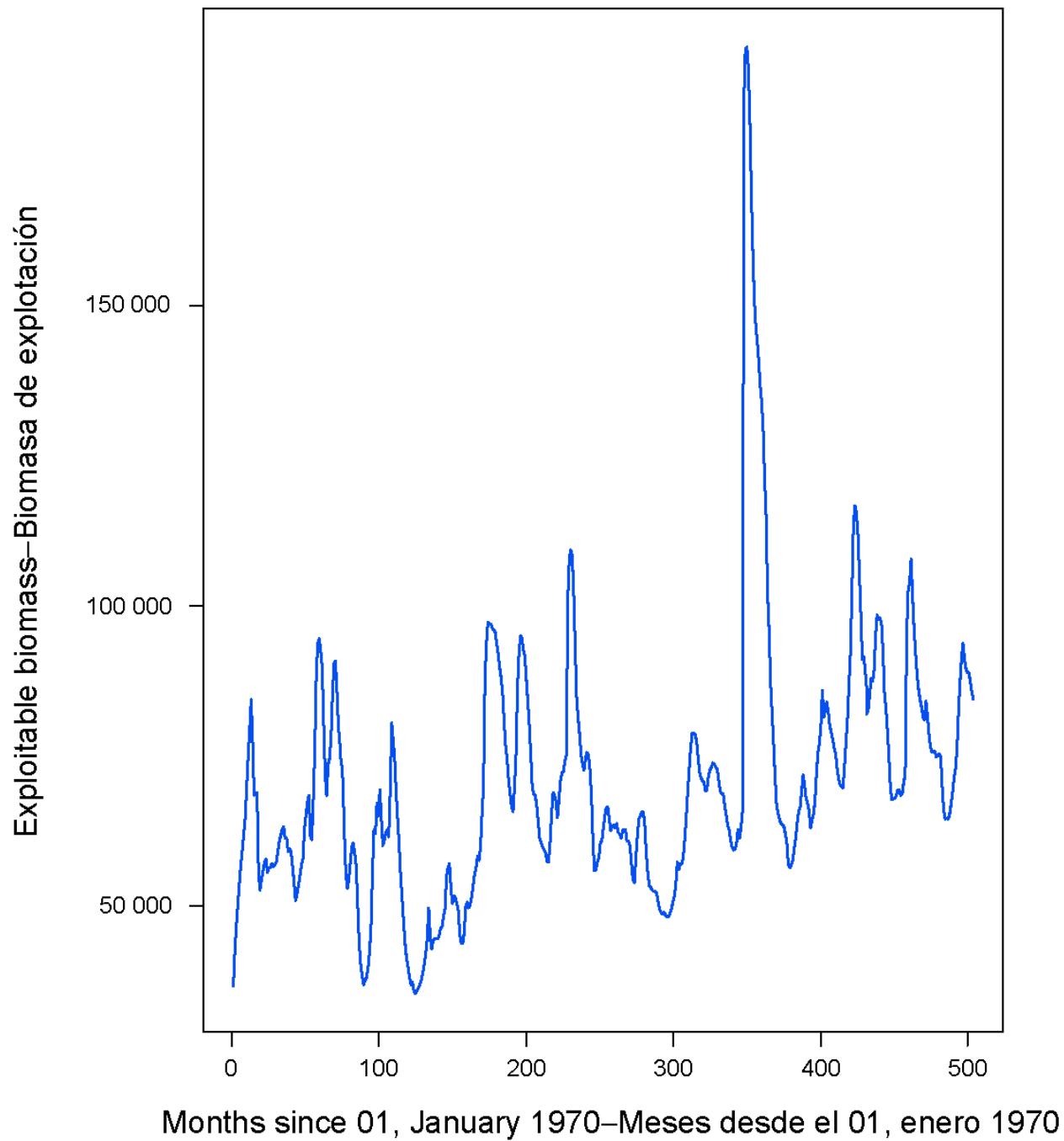


FIGURE 4.6. Exploitable biomass for the unassociated fishery in region B, estimated by the length-structured assessment model.

FIGURA 4.6. Biomasa explorable para la pesquería no asociada en la región B, estimada con el modelo basado en talla.

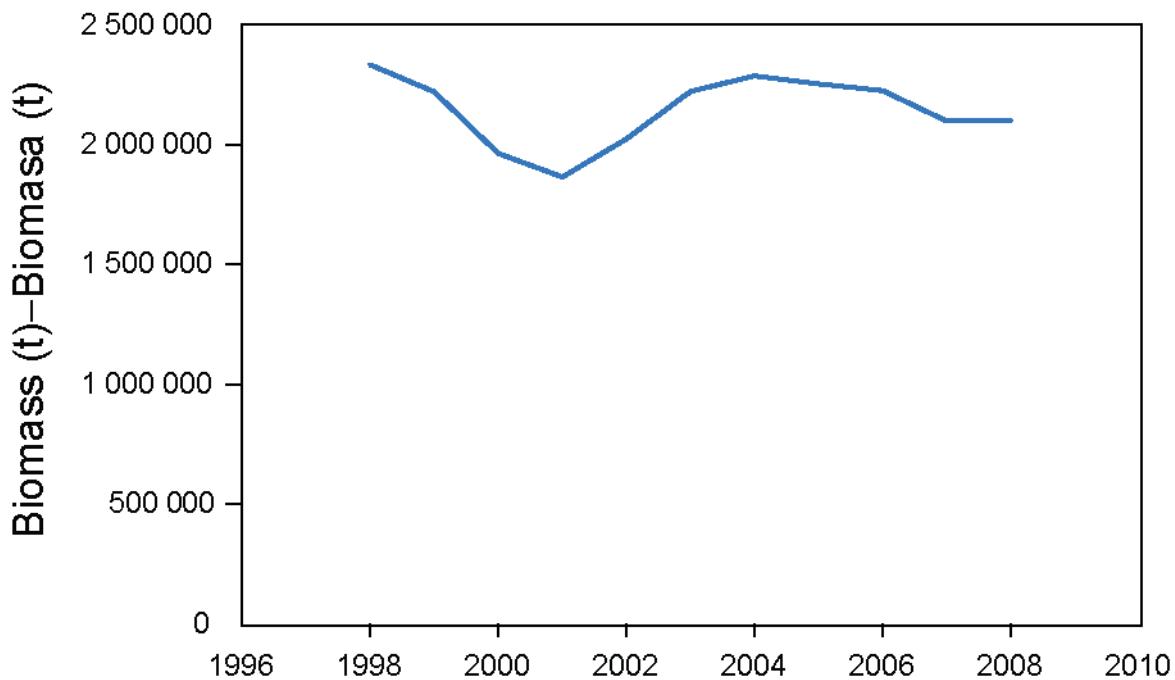


FIGURE 4.7 Biomass of skipjack 30 cm and larger in the EPO estimated by SEAPODYM.

FIGURA 4.7. Biomasa de barrilete de 30 cm de talla o más en el OPO, estimada con SEAPODYM.

TABLE 2.1. Regions defined for the stock assessment of skipjack tuna in the EPO. The sampling areas are shown in Figure 2.1.

TABLA 2.1. Regiones definidas para la evaluación de la población de atún barilete en el OPO. En la Figura 2.1 se ilustran las áreas de muestreo.

Region Región	Description Descripción	Sampling areas Areas de muestreo
A	Inshore north Costera norte	1,2,4,8
B	Inshore central Costera central	5,6
C	Central	7,9
D	Offshore north Alta mar norte	3,10
E	Offshore south Alta mar sur	11,12
F	Inshore south Costera sur	13

CONDICIÓN DEL ATÚN BARRILETE EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL EN 2011

Mark N. Maunder

ÍNDICE

1.	Resumen.....	61
2.	Datos	62
3.	Supuestos y parámetros.....	64
4.	Evaluación de la población	66
5.	Condición de la población	68
6.	Direcciones futuras	69
	Reconocimientos.....	69
	Referencias.....	69

1. RESUMEN

Este informe presenta la evaluación más actual de la población de atún barrilete (*Katsuwonus pelamis*) en el Océano Pacífico oriental (OPO). Se usan varios métodos alternativos para evaluar la condición del atún barrilete: a) indicadores de pesca y biológicos; b) análisis de datos de marcado; c) un modelo de evaluación de población por talla; d) un modelo de dinámica de poblaciones y ecosistema espacial (*Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model* (SEAPODYM)). Se comparan los resultados de estos cuatro métodos al evaluar la condición del barrilete en el OPO.

El barrilete se encuentra distribuido por todo el Océano Pacífico, y es probable que exista una población continua por todo el Océano Pacífico, con intercambio de individuos a nivel local, aunque se cree que los desplazamientos a gran escala son poco comunes. La mayoría de las capturas de barrilete provienen de las regiones oriental y occidental; las capturas cerqueras son relativamente bajas cerca del límite occidental del OPO en 150°OW. Los desplazamientos de barrilete es marcados cubren generalmente centenares, no miles, de kilómetros, y el intercambio de peces entre el Océano Pacífico oriental y occidental parece ser limitado. Las tasas de desplazamiento entre el OPO y el Pacífico occidental no pueden ser estimadas con los datos de marcado actualmente disponibles. En algunos análisis se divide el OPO en seis subregiones independientes para acomodar la estructura espacial de la dinámica de la población y de la pesquería.

La evaluación de poblaciones requiere cantidades sustanciales de información, y la información varía de acuerdo al método usado. Los métodos aplicados al barrilete exigen una variedad de información, incluyendo datos de las capturas retenidas, descartes, índices de abundancia, la composición por tamaño de las capturas de las varias pesquerías, datos de marcado, y datos oceanográficos. Además, se han de hacer supuestos acerca de los procesos tales como crecimiento, reclutamiento, desplazamiento, mortalidad natural, selectividad, y estructura de la población.

Se estima que la biomasa, reclutamiento, y mortalidad por pesca son altamente variables a lo largo del tiempo. Las estimaciones son inciertas, y son diferentes entre los métodos de evaluación alternativos. Parece que un reclutamiento grande ingresó a la población en 1999, y condujo a una biomasa incrementada en ese año, pero el incremento fue temporario, debido a la corta vida del barrilete. La biomasa parece haber sido superior al promedio en los últimos años, pero esto podría variar entre regiones, tal como lo indican las diferencias en la CPUE. SEAPODYM estima una biomasa en el barrilete de 30 cm o más de entre 1,800,000 y 2,350,000 t entre 1998 y 2008, pero la calidad de estas estimaciones queda todavía por determinar. El peso promedio del barrilete viene generalmente disminuyendo desde 2000, pero la tendencia es diferente entre regiones. Las evaluaciones previas que usaron un análisis de captura por talla (ASCALA) para evaluar al atún barrilete en el OPO fueron consideradas preliminares porque: 1) no se sabía si la captura por día de pesca en las pesquerías de cerco es proporcional a la abundancia; 2) es posible que exista una población de barriletes grandes invulnerable a las pesquerías; y 3) la estructura de la población

del OPO en relación con las poblaciones del Pacífico occidental y central es incierta. Estos problemas son asimismo pertinentes a la evaluación actual.

Las evaluaciones previas estimaron que se logran los rendimientos máximos con una mortalidad por pesca infinita, porque el peso crítico es inferior al peso promedio al momento del reclutamiento a la pesquería. No obstante, esto es incierto debido a incertidumbres en las estimaciones de la mortalidad natural y el crecimiento. Por este motivo, no se dispone de puntos de referencia tradicionales para el atún barrilete en el OPO. Consecuentemente, se han usado indicadores y niveles de referencia para evaluar la condición de la población. La preocupación principal con respecto a la población de barrilete es el incremento constante de la tasa de explotación. No obstante, esta tasa parece haber permanecido estable en los últimos años, y el esfuerzo disminuido. Los indicadores basados en datos y en modelos todavía no han detectado consecuencias adversas de este incremento. El peso promedio estuvo por debajo de su nivel de referencia inferior en 2009, lo cual podría ser consecuencia de sobreexplotación, pero también puede ser causado por el hecho que los reclutamientos recientes han sido mayores que los anteriores, o por la expansión de la pesquería a zonas ocupadas por barriletes más pequeños. Toda disminución continuada de la talla promedio es motivo de preocupación y, combinada con una estabilización de la captura y la CPUE, podría indicar que la tasa de explotación se está acercando al nivel asociado con el RMS, o que se encuentra por encima del mismo. Los análisis de marcado correspondientes a las regiones A y C, el modelo por talla para la región B, y el análisis de SEAPODYM no brindan ninguna información que indique un riesgo creíble para la población (o poblaciones) de barrilete.

Resultados clave

1. Existe incertidumbre acerca de la condición del atún barrilete en el OPO.
2. Podrían existir diferencias en la condición de la población entre regiones.
3. No existen pruebas que indiquen un riesgo creíble para la población (o poblaciones) de barrilete.

2. DATOS

Los datos usados varían entre los cuatro métodos usados para evaluar el barrilete en el OPO. En general, se usaron datos de captura, esfuerzo, y composición por tamaño, más datos biológicos, para realizar las evaluaciones. Los datos de 2011, que son preliminares, incluyen registros que fueron añadidos a la base de datos de la CIAT antes de abril de 2011. Todos los datos son resumidos y analizados mensual o anualmente. En algunos análisis los datos son separados en seis áreas, que se usan para representar poblaciones independientes, con base en agrupar las áreas de medición del aleta amarilla (muestreo de frecuencia de talla). En la Tabla 2.1 se definen las regiones, y se ilustran en la Figura 2.1. En algunos de los métodos de evaluación se usaron datos de marcado y oceanográficos.

2.1. Definiciones de las pesquerías

Se definen tres pesquerías para cada población modelada en la evaluación del barrilete. Se definen las dos primeras sobre la base del tipo de lance cerquero: sobre atunes asociados con objetos flotantes y no asociados. Se usa la tercera pesquería para representar barrilete pequeño descartado. Se añaden a la pesquería no asociada las capturas de otras pesquerías (red de cerco sobre atunes asociados con delfines, palangre, y caña).

2.2. Capturas

Para realizar la evaluación de la población de barrilete, se estratifican los datos de captura y esfuerzo en las bases de datos de la CIAT de acuerdo a la región y las definiciones de las pesquerías descritas en la sección 2.1 e ilustradas en la Tabla 2.1. Se definen las “descargas” como captura descargada en un año dado aún si el pescado no fue capturado en ese año, y la “captura retenida” como la captura que es tomada en un año dado y no descartada en el mar. Se usa “captura” y para la captura total (descartes más captura retenida) o la captura retenida; el contexto determina la definición apropiada.

Se usan todos los tres tipos de datos para evaluar la población de barrilete. Las extracciones por las pesquerías sobre objetos flotantes y no asociadas son captura retenida, más algunos descartes que resultan de ineficacias en el proceso de pesca. Las extracciones por las pesquerías de descarte son solamente descartes que resultan de la clasificación de la captura tomada por las pesquerías sobre objetos flotantes y no asociadas.

En las Figuras 2.2a y 2.2b se ilustran las tendencias en la captura de barrilete en el OPO durante cada trimestre desde enero de 1970 hasta diciembre de 2011. Cabe notar que existieron pesquerías de superficie de barrilete sustanciales antes de 1970. Una característica importante de las tendencias de la captura es el aumento de la captura tomada desde aproximadamente 1993 en lances cerqueros sobre peces asociados con objetos flotantes, especialmente los dispositivos agregadores de peces (« plantados »). La proporción de la captura tomada por las pesquerías sobre objetos flotantes y no asociadas varía entre regiones.

2.2.1. Descartes

Para los fines de la evaluación de la población, se supone que el barrilete es descartado de capturas realizadas por buques de cerco debido a ineficacias en el proceso de pesca (cuando la captura de un lance excede la capacidad de almacenamiento restante del buque pesquero) o porque los pescadores clasifican la captura para seleccionar peces de más de un cierto tamaño. En ambos casos, la cantidad de barrilete descartado es estimado con información recolectada por observadores de la CIAT o nacionales, aplicando los métodos descritos por Maunder y Watters (2003a). Independientemente de los motivos por descartar barrilete, se supone que todos los peces descartados mueren. Maunder y Watters (2001) describen cómo se implementaron los Descartes en la evaluación del aleta amarilla.

Se añaden a las capturas retenidas estimaciones de los Descartes que resultan de ineficacias en el proceso de pesca. No se dispone de datos de observadores para estimar los descartes antes de 1993, y se supone que no hubo descartes debidos a ineficacias antes de ese año. Existen períodos para los cuales los datos de los observadores son insuficientes para estimar los Descartes, en cual caso se supone que la tasa de descarte (Descartes/capturas retenidas) es igual a la tasa de descarte es del mismo trimestre en el año previo o si no está disponible, un año adyacente.

Los Descartes que resultan del proceso de clasificar las capturas son tratados como pesquerías separadas, y se supone que las capturas tomadas por esas pesquerías consisten solamente en peces de menos de 60 cm de talla (Figura 2.2c). Maunder y Watters (2001) explican los motivos por tratar estos Descartes como pesquerías separadas.

2.3. Índices de abundancia

Los índices de abundancia fueron derivados de datos de captura y esfuerzo de cerco. Se calculó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) de las pesquerías de cerco como la captura dividida por el número de días de pesca. El número de días de pesca por tipo de lance fue estimado a partir del número de lances, usando una regresión múltiple de días de pesca total como función del número de lances, por tipo de lance (Maunder y Watters 2001). En la Figura 2.3 se presentan las series de tiempo de CPUE de las distintas pesquerías y regiones.

2.4. Datos de composición por tamaño

Las pesquerías del OPO capturan barrilete de tamaños similares. En la Figura 2.4 se ilustra la distribución media de la frecuencia de tallas de las seis regiones y en la Figura 2.5 la serie de tiempo de talla promedio para cada una de las seis regiones.

2.5. Datos de marcado

Se dispone de datos de liberaciones y recapturas de marcas de ocho viajes de barcos cañeros entre 1973 y 1981. Se dispone de información de liberaciones en forma resumida de registros impresos. Las liberaciones fueron costeras y al norte de la línea ecuatorial. Se dispone de la información de recaptura en una base de datos electrónica. No se dispone actualmente de información detallada, tal como la talla de liberación.

No se dispone de números de identificación de las liberaciones en formato electrónico, por lo que las recapturas pueden ser emparejadas con el viaje de liberación solamente, y no con los detalles específicos de la liberación (por ejemplo, mes). En la base de datos de la CIAT se dispone de los datos de liberación y recaptura de marcas de varios viajes de barcos cañeros entre 2000 y 2006. La extensión espacial de las liberaciones está limitada a una zona cerca de la línea ecuatorial.

3. SUPUESTOS Y PARÁMETROS

3.1. Información biológica y demográfica

3.1.1. Crecimiento

El personal de la CIAT usó una tasa de crecimiento de 24 cm/año, de Forsbergh (1989), en su modelo del rendimiento por recluta de barrilete. Bayliff (1988) usó datos de marcado para calcular las estimaciones de los parámetros de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy, pero los resultados de sus análisis de sensibilidad indicaron que las estimaciones de los parámetros eran imprecisas.

Maunder (2001) calculó estimaciones similares a las de Bayliff (1988), y concluyó que eran necesarios más datos sobre barriletes grandes y pequeños. En esta evaluación se usaron las estimaciones agrupadas de Bayliff (1988) con el supuesto que un barrilete de 30 cm es de 9 meses de edad como distribución previa de talla media a edad. La edad a los 30 cm se basa en evidencia de que los barriletes producen unos 0,8 anillos en los otolitos cada día (Wild y Foreman 1980) y un barrilete de 30 cm tiene unos 210 anillos (Uchiyama y Struhsaker 1981).

Maunder (2002a) estimó el crecimiento para las áreas costeras del norte y del sur por separado, usando una versión de la curva de crecimiento de Richards, que es más flexible, y también estimó la variación en el crecimiento, permitiendo la creación de matrices de transición de crecimiento para uso en un modelo basado en tamaño.

La relación peso-talla del barrilete en el OPO es $W = 5,5293 \times 10^{-6} L^{3.336}$, donde W = peso en kg y L = talla en cm (Hennemuth, 1959).

3.1.2. Mortalidad natural

Wild y Hampton (1994) discuten los intentos de estimación de la tasa de mortalidad natural (M) de barrilete, y los muchos problemas asociados con estos estudios. El personal de la CIAT usa un valor de 1,5, sobre una base anual, para M en los análisis de rendimiento por recluta (Anónimo, 2000: 69). A diferencia de los atunes aleta amarilla y patudo, el barrilete no muestra un aumento en la proporción de machos para los peces de mayor edad (Schaefer 2001). Hampton (2000) demostró, usando datos de marcado, que las estimaciones de mortalidad natural de barrilete en el Pacífico occidental arrojaban niveles más altos para individuos viejos y jóvenes. Los resultados señalan tasas de mortalidad natural mucho más altas para barriletes de menos de 40 cm y de más de 70 cm. Para la presente evaluación se usaron las estimaciones del Pacífico occidental (Hampton 2000) para desarrollar una curva de mortalidad natural por edad (Figura 3.1). Las estimaciones de Hampton de mortalidad natural elevada para barriletes viejos podrían ser un artefacto de los datos de marcado que resulta de que los peces de mayor edad salgan de la pesquería. Se supuso por lo tanto que la mortalidad natural es constante para las edades mayores. Las estimaciones de Hampton de mortalidad natural elevada para barriletes jóvenes podría asimismo ser un artefacto de los datos de marcado debido a mortalidad por marcado, por lo que se usó en este estudio una tasa de mortalidad natural más baja.

3.1.3. Reclutamiento y reproducción

Anónimo (1998: 26) y Schaefer (2001) presentan información sobre la reproducción del barrilete en el OPO. El desove ocurre por toda la zona entre aproximadamente 15°N y 10°S desde el litoral del continente americano hasta 130°O con temperaturas superficiales del mar (TSM) de 24°C o más. Se supone que el atún barrilete puede ser reclutado a la población pescable durante cada mes del año. No se hacen supuestos fuertes acerca de la relación entre la biomasa (o abundancia) de adultos y el reclutamiento en la

evaluación de la población de barrilete. Sin embargo, sí se hace un supuesto acerca de cómo el reclutamiento puede variar alrededor de su nivel promedio.

3.1.4. Desplazamientos

Schaefer *et al.* (1961), Fink y Bayliff (1970), Hunter *et al.* (1986) y Schaefer (2009) presentan información sobre los desplazamientos del barrilete en el OPO. Los porcentajes de barrilete liberados en el Pacífico occidental que permanecieron en libertad de 0 a 30 días, 31 a 180 días, y más de 180 días y que se desplazaron más de 500 millas náuticas son 0, un 5, y un 30, respectivamente. Han sido recapturados en el Pacífico central u occidental 27 barriletes marcados liberados en el OPO (Bayliff, 1988: Anexo 2), pero no se han recapturado en el OPO barriletes marcados liberados en el Pacífico central u occidental. Se debe tener en cuenta que el número de peces marcados recapturados en distintos lugares depende de la cantidad de esfuerzo de pesca en esos lugares. Si se inician experimentos de marcado donde hay mucho esfuerzo de pesca es probable que las distancias recorridas por los peces sean menores de lo que serían si hubiesen sido liberados en zonas con pesca intensa y ligera. No obstante, para los propósitos de la presente evaluación se supone que las tasas de desplazamiento del barrilete en el OPO son lo suficientemente rápidas como para asegurar que la población esté mezclada al azar al principio de cada mes del año. Se supone que el barrilete no se desplaza entre subpoblaciones.

3.1.5. Estructura de la población

El barrilete se encuentra en todas las aguas tropicales y subtropicales del Océano Pacífico, y se sabe que ocurre un intercambio considerable de peces entre zonas. Se han usado varios métodos para estudiar la estructura de poblaciones de la especie, inclusive análisis de estadísticas de captura, el ciclo vital, marcado, datos de genética bioquímica, y datos sobre la composición química de los otolitos de los peces. Muchas organizaciones han realizado investigaciones de estos temas, entre ellas la CIAT, la Comisión del Pacífico Sur (ahora la Secretaría de la Comunidad del Pacífico; SPC), el Servicio Nacional de Pesquerías Marinas (NMFS) de EE.UU., y varias organizaciones en Japón. Los resultados pertinentes a una solución de este problema fueron examinados por Argue (1981), y discutidos en detalle por Anónimo (1984: 186-189). En resumen, hay dos hipótesis principales sobre la estructura de poblaciones del barrilete en el Océano Pacífico. La hipótesis de subpoblaciones separadas postula que existen dos ó más subpoblaciones de barrilete genéticamente distintas en el Océano Pacífico, y la hipótesis clinal que no existen subpoblaciones separadas de barrilete en el Océano Pacífico, pero que hay aislamiento por distancia – es decir, la probabilidad de hibridación de dos peces dados es una función inversa de la distancia entre los dos. Argue (1981) concluyó que los datos disponibles no permiten decidir a favor de una ni otra hipótesis. Estudios posteriores, descritos por Anónimo (1995: 255-257), no produjeron información que sirviera mejor como base para decisiones de ordenación. (Sin embargo, no se deben considerar inútiles esos estudios, ya que es posible que la información que arrojaron sea eventualmente combinada con información reunida en el futuro para lograr una mayor comprensión de la estructura de las poblaciones de barrilete en el Océano Pacífico). Para los propósitos de la presente evaluación de poblaciones, se supone que existen dos poblaciones, una en el OPO y la otra en el Pacífico central y occidental.

3.2. Influencias ambientales

Forsburgh (1989) estudió las influencias de ciertas variables ambientales sobre la abundancia aparente de barrilete en el OPO. La abundancia de larvas de barrilete en el Pacífico central y occidental se duplica, aproximadamente, con cada aumento de 1° en las TSM entre 23°C y un máximo de 29°C. Las capturas de barrilete por artes de superficie suelen disminuir durante episodios de El Niño, debido a que durante esos episodios aumenta la profundidad de la termoclina y los peces pasan menos tiempo en la superficie que durante períodos de La Niña (Joseph y Miller 1989).

Una evaluación previa de la población (Maunder y Watters 2002a) incluyó el supuesto de que las condiciones oceanográficas podrían afectar el reclutamiento de atún barrilete en el OPO. A fin de incorporar la posibilidad de un efecto ambiental sobre el reclutamiento de barrilete en el OPO, se incorporó una varia-

ble de temperatura en el modelo previo de evaluación de la población, a fin de determinar si existe una relación estadísticamente significativa entre dicha variable y las estimaciones de reclutamiento. Maunder (2002) realizó la correlación por separado del modelo de evaluación de la población, usando las TSM y el Índice de Oscilación del Sur, y no descubrió ninguna relación entre el reclutamiento y las variables ambientales.

El método de evaluación SEAPODYM (Senina *et al.* 2008, Lehodey *et al.* 2011) usa datos ambientales para forzar la productividad y los desplazamientos, ver descripción de la próxima sección.

4. EVALUACIÓN DE LA POBLACIÓN

Se usan varios métodos alternativos para evaluar la condición del atún barrilete en el OPO: a) indicadores de pesca y biológicos; b) análisis de datos de marcado; c) un modelo de evaluación basada en talla; d) un modelo de dinámica de poblaciones y ecosistema espacial (*Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model* (SEAPODYM)).

4.1. Métodos de evaluación

4.1.1. Indicadores

Ya que las evaluaciones de la población y los puntos de referencia son inciertos para el barrilete en el OPO, sería ventajoso elaborar métodos alternativos de evaluación y ordenación de la especie que fuesen robustos a estas incertidumbres. Maunder y Deriso (2007) investigaron unos indicadores sencillos de la condición de la población basados en cantidades relativas. En lugar de usar puntos de referencia basados en RMS, compararon los valores actuales de los indicadores con la distribución de los indicadores observada históricamente. Elaboraron también un modelo sencillo de evaluación de población para generar indicadores de biomasa, reclutamiento, y tasa de explotación. Maunder (2012a) actualizó sus resultados para incluir datos de hasta 2011. Para evaluar los valores actuales de los indicadores en comparación con los valores históricos, usaron niveles de referencia basados en los percentiles 5 y 95, ya que las distribuciones de los indicadores son algo asimétricas. Se evaluaron ocho indicadores basados en datos y en el modelo: captura, captura por día de pesca por las pesquerías sobre objetos flotantes, capturas por día de pesca por las pesquerías no asociadas, esfuerzo estandarizado, peso promedio, biomasa relativa, reclutamiento relativo, y tasa de explotación relativa. Se presentan estos indicadores para la población del OPO entera.

4.1.2. Análisis de datos de marcas

La CIAT realizó numerosos experimentos de marcado de atunes entre los años 1950 y principios de los 1980, y reanudó el marcado a escala más limitada a partir de 2000. Estos datos no han sido usados en las evaluaciones de las poblaciones de atún barrilete excepto para proporcionar información sobre las tasas de crecimiento (Bayliff 1988; Maunder 2002a). Maunder (2012b) realizó un análisis preliminar de los datos de marcado para investigar su contenido de información acerca de las tasas de explotación. Se analizaron los datos de marcado usando un modelo de pérdida de marcas que compara las recuperaciones de marcas observadas y predichas. Se modela la dinámica de las marcas usando un modelo de dinámica poblacional que es esencialmente el mismo que aquellos usados en las evaluaciones de las poblaciones. El modelo es diferente en el sentido que el reclutamiento es liberaciones de marcas, y se modelan factores tales como pérdida de marcas, mortalidad relacionada con el marcado, y la tasa de notificación. Se dispone de estimaciones para las regiones A y C solamente. Las estimaciones de las tasas de explotación son altamente inciertas.

4.1.3. Modelo de evaluación basado en talla

Maunder (2012c) desarrolló un modelo basado en talla para evaluar el atún barrilete. Este modelo es diferente del modelo estándar basado en edad usado para evaluar los atunes aleta amarilla y patudo, aplicado usando *Stock Synthesis*. Los datos de edad para el atún barrilete son poco confiables, y la información de crecimiento se basa en datos de marcado de incremento de talla. El crecimiento basado en datos de incrementos de talla es idealmente adecuado para los modelos basados en talla, y es problemático para aque-

llos basados en edad. El OPO está dividido en seis poblaciones, y cada población es analizada por separado. El modelo es ajustado a índices de abundancia relativa y datos de composición por talla.

Los datos de composición por talla y CPUE no contienen suficiente información para producir estimaciones confiables del tamaño de la población de barrilete. En todas las regiones menos una (región B, frente al litoral de Ecuador) las estimaciones de abundancia y tasas de explotación no fueron realistas. Las tasas de selectividad o crecimiento son suficientemente diferentes entre las poblaciones que compartir la información de selectividad de la región B para otras regiones produce asimismo estimaciones no realistas. Por lo tanto, se presentan los resultados del modelo de evaluación basado en talla para la región B solamente.

4.1.4. Modelo SEAPODYM

Se aplicó al atún barrilete en el Océano Pacífico un modelo de dinámica de poblaciones y ecosistema espacial (*Spatial Ecosystem and Population Dynamic Model* (SEAPODYM)) que se ajusta a una variedad de fuentes de datos (Senina *et al.* 2008) (ver detalles en Lehodey *et al.* 2011). El análisis es diferente de Lehodey *et al.* (2011) en el sentido que: 1) usó las variables SODA 2.1.6 más actuales disponibles; 2) cambió a estimaciones de talla por edad MFCL-2010; 3) fijó los coeficientes de reclutamiento y mortalidad para escalar la población del Pacífico central y occidental a las estimaciones de MFCL; y 4) usó funciones gaussianas asimétricas para las selectividades de la pesca de cerco en lugar de selectividad sigmoidal. En la presente evaluación se usan estimaciones de biomasa para el OPO solamente.

El modelo SEAPODYM es un modelo de interacción física-biológica acoplado bidimensional a escala de cuenca oceánica, y contiene componentes ambientales y espaciales usados para limitar los desplazamientos y el reclutamiento de los atunes. El modelo combina un modelo de producción de alimento (presas) con un modelo de población basado en edad de las especies (atunes depredadores) objetivo de la pesquería. Se describe toda la dinámica espacial con una ecuación de advección-difusión. Los conjuntos de datos oceanográficos de insenso para el modelo son temperatura superficial del mar (TSM), corrientes oceánicas y producción primaria que pueden ser datos predichos de modelos físico-biogeoquímicos, así como distribuciones de datos derivados de satélites. Las mejoras recientes incluyen una optimización rigurosa de los parámetros, usando datos de la pesca (composición por talla de índices de abundancia), que se basa en métodos usados para modelos contemporáneos de evaluación de poblaciones (Senina *et al.*, 2008).

4.2. Resultados de la evaluación

A continuación se describen los resultados de cada uno de los métodos de evaluación.

4.2.1. Mortalidad por pesca

Las estimaciones de la mortalidad por pesca basadas en el análisis de marcado son altamente variables a lo largo del tiempo (Figura 4.1). La mortalidad por pesca mensual máxima fue 0.65 en el caso de los datos históricos (liberaciones de 1973-1981 en la región A) y 0.20 en el caso de los datos recientes (liberaciones de 2000-2006 en la región C). Se estimó la mortalidad por pesca mensual media (anual = mensual multiplicada por 12) en 0.049 (0.588) y 0.025 (0.300), respectivamente. Las estimaciones de la mortalidad por pesca mensual contienen mucha incertidumbre, con CV alrededor de 40% a 140%. Las estimaciones de las tasas mensuales de mortalidad por pesca medias y máximas aproximadas de la región B basadas en la evaluación basada en talla son más altas, 0.13 y 2.37, respectivamente (Figura 4.2). Se estima que la mortalidad por pesca fue alta hacia fines de los años 1970 y principios de los 1980, pero considerablemente más baja en los últimos años (por ejemplo, mensual (promedio mensual (anual = mensual multiplicada por 12) de 0.06 (0.74) entre 1998 y 2008). La mortalidad anual media aproximada durante 1998-2008, calculada a partir de la captura anual y las estimaciones de SEAPODYM de la biomasa anual, es 0.12 (Figura 4.3). El esfuerzo estandarizado, una medida de las tasas de explotación, y la tasa de explotación relativa basado en el análisis de indicadores, viene aumentando desde 1985, pero disminuyó en los últimos años (Figura 4.4).

4.2.2. Reclutamiento

El análisis de indicadores estima que el reclutamiento fue mucho más bajo hasta 2002, con la excepción de un reclutamiento grande en 1999 (Figura 4.4). El modelo basado en talla para la región B estima un reclutamiento mensual altamente variable, con un reclutamiento muy grande en 1999, pero no estima que el reclutamiento reciente sea sustancialmente mayor que el reclutamiento previo (Figura 4.5).

4.2.3. Biomasa

El análisis de indicadores estima que la biomasa fue mucho más baja hasta 2003, con la excepción de una biomasa grande en 1999 (Figura 4.4). El modelo basado en talla para la región B estima una biomasa mensual altamente variable, con una biomasa muy grande en 1999 y una biomasa generalmente creciente desde 1980 (Figura 4.6). SEAPODYM estima una biomasa anual de barrilete de 30 cm de talla o más que varía entre 1,800,000 t y 2,350,000 t desde 1998 hasta 2008 (Figura 4.7).

4.2.4. Peso promedio del pescado en la captura

El análisis de indicadores estima que el peso promedio del barrilete viene disminuyendo desde 2000, y en 2009 estuvo por debajo del nivel de referencia inferior, pero aumentó ligeramente en 2010 y 2011 (Figura 4.4). La tendencia de la talla media es diferente entre regiones (Figura 2.5).

4.3. Comparación con la evaluación previa

Maunder y Harley (2005) usaron un análisis basado en edad y captura por talla (A-SCALA) para evaluar el atún barrilete en el OPO. En el [Boletín de la CIAT, Vol. 22, No. 5 \(2003\)](#), se describe el método y los detalles técnicos. Se consideró que en la evaluación operatoria preliminar porque: 1) no se sabía si la captura por unidad de pesca de las pesquerías de cerco es proporcional a la abundancia; 2) es posible que exista una población de barrilete grande que es invulnerable a la pesca; 3) la estructura de la población del OPO con respecto a las poblaciones del Pacífico central y occidental es incierta. No obstante, los resultados de su evaluación fueron más consistentes entre los análisis de sensibilidad comparados con la evaluación previa.

5. CONDICIÓN DE LA POBLACIÓN

Mantener las poblaciones de atunes en niveles que permitirán el RMS es el objetivo de la ordenación especificado por la Convención de la CIAT. La CIAT no ha adoptado puntos de referencia objetivo o límite para las poblaciones que gestiona. Las evaluaciones previas descubrieron que se maximiza el rendimiento por recluta si se captura del barrilete tamaño más pequeño observado en la captura. Combinado con la escasez de pruebas de una relación población-reclutamiento, esto indica que tasas de mortalidad por pesca muy altas y niveles de biomasa muy bajos estarían asociados con el RMS. La evaluación previa (Maunder y Harley 2004) estimó que se logran los rendimientos máximos con una mortalidad por pesca infinita porque el peso crítico es menos el peso promedio de reclutamiento a la pesquería. No obstante, esto es incierto debido a incertidumbres en las estimaciones de mortalidad natural y crecimiento. Por este motivo, no se dispone de puntos de referencia tradicionales para el atún barrilete en el OPO. Como consecuencia, se han usado indicadores y niveles de referencia para evaluar la condición de la población.

La preocupación principal con la población de barrilete es la tasa de explotación, que hasta recientemente iba constantemente en aumento. Parece que en los últimos años se ha estabilizado, y el esfuerzo ha disminuido. Los indicadores basados en datos y en un modelo todavía no han detectado ninguna consecuencia adversa de este aumento. El peso promedio estuvo por debajo de su nivel de referencia inferior en 2009, lo cual podría ser consecuencia de sobreexplotación, pero también podría resultar de que los reclutamientos recientes fueron mayores que en el pasado o de una expansión de la pesquería a zonas ocupadas por barriletes más pequeños. Cualquier disminución continuada de la talla promedio es motivo de preocupación y, combinada con la estabilización de la captura y de la CPUE, podría indicar que la tasa de explotación se está acercando al nivel asociado con el RMS, o que lo haya rebasado.

El análisis de marcado correspondiente a las regiones A y C el modelo basado en talla de la región B, día

del análisis de SEAPODYM no brindó ninguna información que indique un riesgo creíble para la población (o poblaciones) de barrilete.

6. DIRECCIONES FUTURAS

6.1. Recolección de información nueva y actualizada

Realizar un estudio de marcado exhaustivo, bien planeado, y bien implementado es probablemente la única forma de producir una evaluación adecuada de la población de barrilete en el OPO.

6.2. Refinamientos del modelo y método de evaluación

La integración de los datos de marcado en el modelo de evaluación de poblaciones basado en talla podría potencialmente mejorar los resultados. No obstante, la incertidumbre en las estimaciones de la mortalidad por pesca del análisis de marcado indica que cualquier mejora será mínima. Compartir información entre las poblaciones tiene el potencial de mejorar las estimaciones correspondientes a las regiones que tienen poca información en sus datos. No obstante, el análisis inicial sugiere que diferencias en selectividad y/o crecimiento entre regiones, podría prevenir compartir parámetros de selectividad. Sería quizás posible compartir la capturabilidad del índice de CPUE de abundancia relativa entre regiones si se calcula la CPUE como la suma de las CPUE de los cuadrángulos de 1° en una región. Se ha usado este método para la CPUE palangrera en el Pacífico central y occidental.

RECONOCIMIENTOS

Muchos miembros del personal de la CIAT y de países miembros proporcionaron datos para la evaluación. William Bayliff y Patrick Tomlinson brindaron asesoramiento sobre los datos, las pesquerías, y la biología del atún barrilete. Nicholas Webb ayudó con la redacción, y tradujo el informe al español. Christine Patnode ayudó con las gráficas.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Anónimo. 1984. Informe Anual de la Comisión Interamericana del Atún Tropical 1983: 272 pp.
- Anónimo. 1995. Informe Anual de la Comisión Interamericana del Atún Tropical 1994: 296 pp.
- Anónimo. 1998. Informe Anual de la Comisión Interamericana del Atún Tropical 1996: 306 pp.
- Anónimo. 2000. Informe Anual de la Comisión Interamericana del Atún Tropical, 1998: 357 pp.
- Argue, A.W. (editor). 1981. Report of the Second Skipjack Survey and Assessment Programme workshop to review results from genetic analysis of skipjack blood samples. South Pacif. Comm., Skipjack Survey and Assessment Programme, Tech. Rep. 6: v, 39 pp.
- Bayliff, W.H. 1988. Crecimiento de los atunes barrilete, *Katsuwonus pelamis*, y aleta amarilla, *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico oriental, estimada a partir de datos de marcado. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 19: 307-385.
- Fink, B.D., y W.H. Bayliff. 1970. Migraciones del atún aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico oriental según han sido determinadas por los experimentos de marcación realizados en 1952, 1952-1964. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 15: 1-227.
- Forsbergh, E.D. 1989. La influencia de algunas variables ambientales sobre la abundancia aparente del atún barrilete, *Katsuwonus pelamis*, en el Océano Pacífico oriental. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 19: 429-569.
- Joseph, J., y F. R. Miller. 1989. El Niño and the surface fishery for tunas in the eastern Pacific. Japan. Soc. Fish. Ocean., Bull. 53: 77-80.
- Hampton J. 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 57: 1002-1010.
- Hennemuth, R.C. 1959. Información adicional sobre la relación entre la longitud y el peso del barrilete del Océano Pacífico oriental tropical. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 4: 23-37.
- Hunter, J.R., A.W. Argue, W.H. Bayliff, A.E. Dizon, A. Fonteneau, D. Goodman, y G.R. Seckel. 1986.

- The dynamics of tuna movements: an evaluation of past and future research. FAO Fish. Tech. Pap. 277: 1-78.
- Lehodey, P., Senina, I., Calmettes, B., Hampton, J., Nicol, S., Williams, P., Jurado Molina, J., Ogura, M., Kiyofuji, H., y Okamoto, S. 2011. SEAPODYM working progress and applications to Pacific skipjack tuna population and fisheries. WCPFC-SC7-2011/EB-WP 06 rev. 1.
- Maunder, M.N. 2002a. Crecimiento del atún barrilete (*Katsuwonus pelamis*) en el Océano Pacífico oriental, estimado a partir de datos de mercado. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 22: 93-131.
- Maunder, M.N. 2002b. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 3: 135-200.
- Maunder, M.N. 2012a. Updated indicators of stock status for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. SAC3.
- Maunder, M.N. 2012b. Preliminary analysis of historical and recent skipjack tuna tagging data to explore information on exploitation rates. SAC3.
- Maunder, M.N. 2012c. A length-based meta-population stock assessment model: application to skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. SAC3.
- Maunder, M.N. y Deriso, R.B. 2007. [El uso de indicadores de condición de población cuando no se dispone de puntos de referencia tradicionales](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep., 8: 229-248.
- Maunder, M.N. y Harley, S.J. 2005. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental en 2003 y perspectivas para 2004. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep., 5: 109-167.
- Maunder, M.N. y G.M. Watters. 2001. Condición del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 1: 5-86.
- Maunder, M.N. y G.M. Watters. 2003. A-SCALA: un análisis estadístico de captura a talla estructurado por edad para la evaluación de las poblaciones de atunes en el Océano Pacífico oriental. IATTC Bull. 22: 433-582.
- Schaefer, K.M. 2001. An assessment of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) spawning in the eastern Pacific Ocean. Fish. Bull. 99: 343-350.
- Schaefer, K.M. 2009. [Estructura de las poblaciones de los atunes patudo, aleta amarilla, y barrilete en el Océano Pacífico oriental](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 9: 203-221.
- Schaefer, M.B., B.M. Chatwin, and G.C. Broadhead. 1961. Marcación y recobro de atunes tropicales, 1955-1959. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull. 5: 341-455.
- Senina I., Sibert J., y Lehodey P. (2008). Parameter estimation for basin-scale ecosystem-linked population models of large pelagic predators: application to skipjack tuna. Progress in Oceanography, 78: 319-335.
- Wild, A. y J. Hampton. 1994. A review of the biology and fisheries for skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, in the Pacific Ocean. FAO Fish. Tech. Pap. 336 (2): 1-51.

UPDATED INDICATORS OF STOCK STATUS FOR SKIPJACK TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN

Mark N. Maunder

A major management objective for tunas in the eastern Pacific Ocean (EPO) is to keep stocks at levels capable of producing maximum sustainable yields (MSYs). Management objectives based on MSY or related reference points (*e.g.* fishing mortality that produces MSY (F_{MSY}); spawner-per-recruit proxies) are in use for many species and stocks worldwide. However, these objectives require that reference points and quantities to which they are compared be available. The various reference points require different amounts and types of information, ranging from biological information (*e.g.* natural mortality, growth, and stock-recruitment relationship) and fisheries characteristics (*e.g.* age-specific selectivity), to absolute estimates of biomass and exploitation rates. These absolute estimates generally require a formal stock assessment model. For many species, the information required to estimate these quantities is not available, and alternative approaches are needed. Even more data are required if catch quotas are to be used as the management tool.

Skipjack tuna is a notoriously difficult species to assess. Due to skipjack's high and variable productivity (*i.e.* annual recruitment is a large proportion of total biomass), it is difficult to detect the effect of fishing on the population with standard fisheries data and stock assessment methods. This is particularly true for the stock of the EPO, due to the lack of age-frequency data and the limited tagging data. The continuous recruitment and rapid growth of skipjack mean that the temporal stratification needed to observe modes in length-frequency data make the current sample sizes inadequate. Previous assessments have had difficulty in estimating the absolute levels of biomass and exploitation rates, due to the possibility of a dome-shaped selectivity curve (Maunder 2002; Maunder and Harley 2005), which would mean that there is a cryptic biomass of large skipjack that cannot be estimated. The most recent assessment of skipjack in the EPO (Maunder and Harley 2005) is considered preliminary because it is not known whether the catch per day fished for purse-seine fisheries is proportional to abundance. The results from that assessment are more consistent among sensitivity analyses than the earlier assessments, which suggests that they may be more reliable. However, in addition to the problems listed above, the levels of age-specific natural mortality are uncertain, if not unknown, and current yield-per-recruit (YPR) calculations indicate that the YPR would be maximized by catching the youngest skipjack in the model (Maunder and Harley 2005). Therefore, neither the biomass- nor fishing mortality-based reference points, nor the indicators to which they are compared, are available for skipjack in the EPO.

One of the major problems mentioned above is the uncertainty as to whether the catch per unit of effort (CPUE) of the purse-seine fisheries is an appropriate index of abundance for skipjack, particularly when the fish are associated with fish-aggregating devices (FADs). Purse-seine CPUE data are particularly problematic, because it is difficult to identify the appropriate unit of effort. In the current assessment, effort is defined as the amount of searching time required to find a school of fish on which to set the purse seine, and this is approximated by number of days fished. Few skipjack are caught in the longline fisheries or dolphin-associated purse-seine fisheries, so these fisheries cannot be used to develop reliable indices of abundance for skipjack. Within a single trip, purse-seine sets on unassociated schools are generally intermingled with floating-object or dolphin-associated sets, complicating the CPUE calculations. Maunder and Hoyle (2007) developed a novel method to generate an index of abundance, using data from the floating-object fisheries. This method used the ratio of skipjack to bigeye in the catch and the "known" abundance of bigeye based on stock assessment results. Unfortunately, the method was of limited usefulness, and more research is needed to improve it. Currently, there is no reliable index of relative abundance for skipjack in the EPO. Therefore, other indicators of stock status, such as the average weight of the fish in the catch, should be investigated.

Since the stock assessments and reference points for skipjack in the EPO are so uncertain, developing alternative methods to assess and manage the species that are robust to these uncertainties would be beneficial. Full management strategy evaluation (MSE) for skipjack would be the most comprehensive

method to develop and test alternative assessment methods and management strategies (Maunder 2007); however, developing MSE is time-consuming, and has not yet been conducted for skipjack. In addition, higher priority for MSE is given to yellowfin and bigeye tuna, as available data indicate that these species are more susceptible to overfishing than skipjack. Therefore, Maunder and Deriso (2007) investigated some simple indicators of stock status based on relative quantities. Rather than using reference points based on MSY, they compared current values of indicators to the distribution of indicators observed historically. They also developed a simple stock assessment model to generate indicators for biomass, recruitment, and exploitation rate. We update their results to include data up to 2011. To evaluate the current values of the indicators in comparison to historical values, we use reference levels based on the 5th and 95th percentiles, as the distributions of the indicators are somewhat asymmetric.

Eight data- and model-based indicators are shown in Figure 1. The standardized effort, which is a measure of exploitation rate, is calculated as the sum of the effort, in days fished, for the floating-object (OBJ) and unassociated (NOA) fisheries. The floating-object effort is standardized to be equivalent to the unassociated effort by multiplying by the ratio of the average floating-object CPUE to the average unassociated CPUE. The purse-seine catch has been increasing since 1985, and has fluctuated around the upper reference level since 2003. Except for a large peak in 1999, the floating-object CPUE has generally fluctuated around an average level since 1990, but was at the upper reference level in 2011. The unassociated CPUE has been higher than average since about 2003, and was at its highest level in 2008; it declined in 2010, then increased to around the upper reference level in 2011. The standardized effort indicator of exploitation rate increased starting in about 1991, and has been above the upper reference level in the mid 2000s, but dropped below it in 2009 and has been declining since. The average weight of skipjack has been declining since 2000, and in 2009 was below the lower reference level, but increased slightly in 2010 and 2011. The biomass, recruitment, and exploitation rate have been increasing over the past 20 years, and have fluctuated at high levels since 2003. The biomass and recruitment were above the reference level in 2011.

The main concern with the skipjack stock is the constantly increasing exploitation rate. However, this appears to have leveled off in recent years, and the effort has declined. The data- and model-based indicators have yet to detect any adverse consequence of this increase. The average weight was below its lower reference level in 2009, which can be a consequence of overexploitation, but can also be caused by recent recruitments being greater than past recruitments or expansion of the fishery into areas occupied by smaller skipjack. Any continued decline in average length is a concern and, combined with leveling off of catch and CPUE, may indicate that the exploitation rate is approaching, or above, the level associated with MSY.

ACKNOWLEDGEMENTS

Patrick Tomlinson provided the average weight data.

REFERENCES-REFERENCIAS

- Maunder, M.N. 2002. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean in 2001 and outlook for 2002. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 3: 135-200.
- Maunder, M.N. (compiler) 2007. Report from the workshop on management strategies, IATTC, La Jolla, California (USA), 17-20 October 2006. (<http://www.iattc.org/PDFFiles2/Management-strategies-WS-Oct-06-ReportENG.pdf>)
- Maunder, M.N. and Deriso, R.B. 2007. Using indicators of stock status when traditional reference points are not available: evaluation and application to skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 8: 229-248.
- Maunder, M.N. and Harley, S.J. 2005. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean in 2003 and outlook for 2004. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 5: 109-167.
- Maunder, M.N. and Hoyle, S.D. 2007. [A novel method to estimate relative abundance from purse-seine catch-per-set data using known abundance of another species](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 7: 283-297.

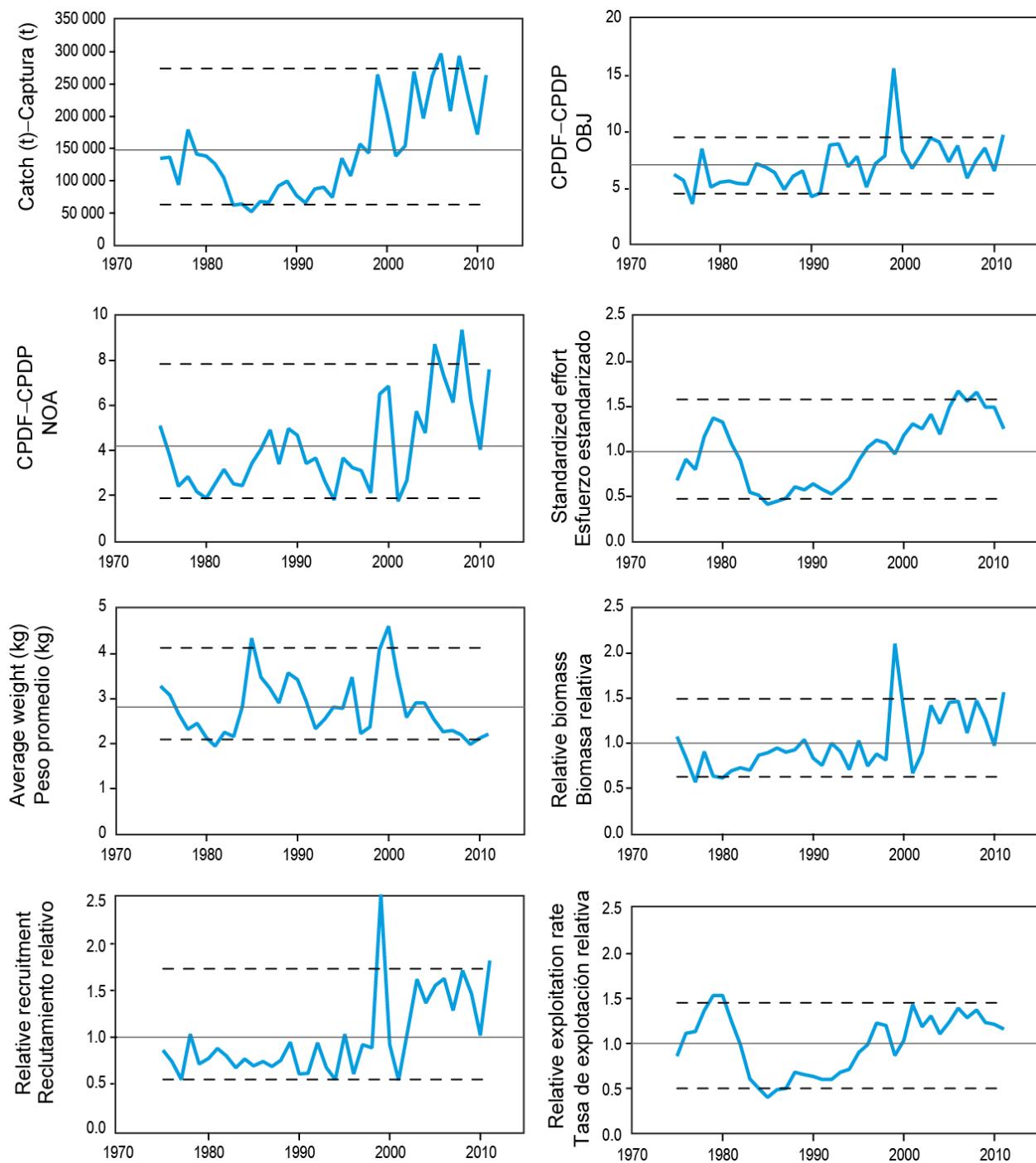


FIGURE 1. Indicators of stock status for skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean. OBJ: floating-object fishery; NOA: unassociated fishery. All indicators are scaled so that their average equals one.

FIGURA 1. Indicadores del estatus de la población de atún barrilete en el Océano Pacífico oriental. OBJ: pesquería sobre objetos flotantes; NOA: pesquería no asociada. Se escalan todos los indicadores para que su promedio equivalga a uno.

INDICADORES ACTUALIZADOS DE LA CONDICIÓN DE LA POBLACIÓN DE ATÚN BARRILETE EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

Mark N. Maunder

Un objetivo principal de la ordenación de los atunes en el Océano Pacífico oriental (OPO) es mantener las poblaciones en niveles capaces de producir los rendimientos máximos sostenibles (RMS). Se usan objetivos de ordenación basados en RMS o puntos de referencia relacionados (por ejemplo, una mortalidad por pesca que produce el RMS (F_{RMS}); sustitutos de reproductor por recluta) para muchas especies y poblaciones en todo el mundo. Sin embargo, estos objetivos requieren que se disponga de puntos de referencia y cantidades con los que compararlos. Los distintos puntos de referencia requieren diferentes cantidades y tipos de información, desde información biológica (mortalidad natural, crecimiento, relación población-reclutamiento, etcétera) y características de las pesquerías (selectividad por edad, por ejemplo) hasta estimaciones absolutas de biomasa y tasas de explotación. Estas estimaciones absolutas requieren generalmente un modelo formal de evaluación de la población. Para muchas especies, no se dispone de la información necesaria para estimar estas cantidades, y son necesarios métodos alternativos. Son necesarios todavía más datos si se pretende usar cuotas de captura como instrumento de ordenación.

El atún barrilete es una especie notoriamente difícil de evaluar. Debido a la alta y variable productividad de la especie (es decir, el reclutamiento anual forma una gran proporción de la biomasa total), es difícil detectar el efecto de la pesca sobre la población con los datos de pesca y métodos de evaluación de poblaciones regulares. Esto vale particularmente en el caso de la población del OPO, debido a la falta de datos de frecuencia de edad y los pocos datos de marcado. El reclutamiento continuo y crecimiento rápido del barrilete significan que la estratificación temporal necesaria para observar modas en los datos de frecuencia de talla rinden insuficientes los tamaños de muestra actuales. Las evaluaciones previas tuvieron dificultades para estimar los niveles absolutos de biomasa y tasas de explotación, debido a la posibilidad de una curva de selectividad en forma de domo (Maunder 2002; Maunder y Harley 2005), la que significaría que existe una biomasa críptica de barrilete grande que no puede ser estimada. La evaluación más reciente del barrilete en el OPO (Maunder y Harley 2005) es también considerada preliminar porque se ignora si la captura por día de pesca de las pesquerías de cerco es proporcional a la abundancia. Los resultados de dicha evaluación son más consistentes entre los análisis de sensibilidad que las evaluaciones anteriores, lo cual sugiere que podrían ser más confiables. No obstante, además de los problemas mencionados, los niveles de mortalidad natural por edad son inciertos, o hasta desconocidos, y los cálculos actuales de rendimiento por recluta (RPR) indican que el RPR sería maximizado si se capturara el barrilete más joven en el modelo (Maunder y Harley 2005). Por lo tanto, en el caso del barrilete en el OPO, no se dispone de puntos de referencia basados en biomasa ni en mortalidad por pesca, ni de los indicadores con los cuales se comparan.

Uno de los problemas principales antes mencionadas es la incertidumbre acerca de si la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) de las pesquerías de cerco constituye un índice de abundancia apropiado para el barrilete, particularmente si los peces están asociados con dispositivos agregadores de peces (plantados). Los datos de CPUE de cerco son particularmente problemáticos, ya que es difícil identificar la unidad de esfuerzo apropiada. En la evaluación actual, se define el esfuerzo como la cantidad de tiempo de búsqueda necesaria para encontrar un cardumen de peces sobre el cual calar la red, y se aproxima esto con el número de días de pesca. Se captura poco barrilete en las pesquerías de palangre o de cerco asociada con delfines, por lo que no se pueden usar estas pesquerías para elaborar índices confiables de abundancia para el barrilete. En un solo viaje los lances cerqueros sobre atunes no asociados están generalmente mezclados con lances sobre objetos flotantes o delfines, lo cual complica los cálculos de CPUE. Maunder y Hoyle (2007) elaboraron un método novedoso para generar un índice de abundancia, que usa datos de las pesquerías sobre objetos flotantes. Este método usa las proporciones de barrilete y patudo en la captura y la abundancia ‘conocida’ de patudo basada en los resultados de la evaluación de la población. Desgraciadamente, el método es de utilidad limitada, y es necesaria más investigación para mejorarlo. No existe

actualmente ningún índice de abundancia relativa confiable para el barrilete en el OPO. Por lo tanto, otros indicadores de la condición de la población, tales como el peso medio del pescado en la captura, deberían ser investigados.

Ya que las evaluaciones de la población y los puntos de referencia son tan inciertos para el barrilete en el OPO, sería ventajoso elaborar métodos alternativos de evaluación y ordenación de la especie que fuesen robustos a estas incertidumbres. Una evaluación de estrategia de ordenación (MSE) para el barrilete sería el método más completo para elaborar y probar métodos de evaluación y estrategias de ordenación alternativos (Maunder 2007), pero elaborar una MSE implica mucho tiempo y todavía no ha sido llevado a cabo para el barrilete. Además, se asigna una prioridad a mayor a las MSE de los atunes aleta amarilla y patudo, ya que los datos disponibles indican que estas especies son más susceptibles a la sobrepesca que el barrilete. Por lo tanto, Maunder y Deriso (2007) investigaron unos indicadores sencillos de la condición de la población basados en cantidades relativas. En lugar de usar puntos de referencia basados en RMS, compararon los valores actuales de los indicadores con la distribución de los indicadores observada históricamente. Elaboraron también un modelo sencillo de evaluación de población para generar indicadores de biomasa, reclutamiento, y tasa de explotación. Actualizamos sus resultados para incluir datos de hasta 2011. Para evaluar los valores actuales de los indicadores en comparación con los valores históricos, usamos niveles de referencia basados en los percentiles 5 y 95, ya que las distribuciones de los indicadores son algo asimétricas.

En la Figura 1 se ilustran ocho indicadores basados en datos y en el modelo. El esfuerzo estandarizado, una medida de la tasa de explotación, es calculada como la suma del esfuerzo, en días de pesca, de las pesquerías sobre objetos flotantes (OBJ) y no asociadas (NOA). Se estandariza el esfuerzo sobre objetos flotantes para que sea equivalente al esfuerzo no asociado multiplicándolo por la razón de la CPUE media sobre objetos flotantes a la CPUE media no asociada. La captura de cerco viene aumentando desde 1985, y ha fluctuado alrededor del nivel de referencia superior desde 2003. Con la excepción de un pico grande en 1999, la CPUE sobre objetos flotantes ha fluctuado generalmente alrededor de un nivel medio desde 1990, pero estuvo en el límite de referencia superior en 2011. La CPUE no asociada ha estado por encima del promedio desde aproximadamente 2003, y estuvo en su nivel máximo en 2008, disminuyó en 2010, y luego aumentó a cerca del nivel de referencia superior en 2011. El indicador de esfuerzo estandarizado de la tasa de explotación aumentó a partir de aproximadamente 1991, y estuvo por encima del nivel de referencia superior desde mediados de los años 2000, pero disminuyó a debajo de dicho nivel en 2009, y viene disminuyendo desde entonces. El peso promedio del barrilete viene disminuyendo desde 2000, y en 2009 se encontró por debajo del nivel de referencia inferior, pero aumentó ligeramente en 2010 y 2011. La biomasa, el reclutamiento, y la tasa de explotación han aumentado durante los 20 últimos años, y han fluctuado en niveles altos desde 2003. La biomasa y el reclutamiento estuvieron por encima del nivel de referencia en 2011.

La preocupación principal con respecto a la población de barrilete es el incremento constante de la tasa de explotación. No obstante, dicha tasa parece haber dejado de aumentar en los últimos años, y el esfuerzo ha disminuido. Los indicadores basados en datos y en el modelo todavía no han detectado consecuencias adversas de este incremento. El peso promedio estuvo por debajo de su nivel de referencia inferior en 2009, lo cual puede ser consecuencia de una explotación excesiva, pero puede también ser resultado de reclutamientos recientes mayores que los reclutamientos pasados, o la expansión de la pesca en zonas ocupadas por barrilete más pequeño. La disminución continua de la talla promedio es motivo de preocupación y, combinado con la estabilización de la captura y la CPUE, podría indicar que la tasa de explotación se está acercando al nivel asociado con el RMS, o que se encuentra por encima del mismo.

RECONOCIMIENTOS

Patrick Tomlinson proporcionó los datos de peso medio.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Maunder, M.N. 2002. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental en 2001 y perspectivas para 2002. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 3: 135-200.
- Maunder, M.N. (compilador) 2007. Informe de la reunión técnica sobre estrategias de ordenación, CIAT, La Jolla, California (EE.UU.), 17-20 de octubre de 2006.
[\(http://www.iattc.org/PDFFiles2/Management-strategies-WS-Oct-06-ReportSPN.pdf\)](http://www.iattc.org/PDFFiles2/Management-strategies-WS-Oct-06-ReportSPN.pdf)
- Maunder, M.N. and Deriso, R.B. 2007. El uso de indicadores de condición de población cuando no se dispone de puntos de referencia tradicionales: evaluación y aplicación al atún barrilete en el Océano Pacífico oriental. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 8: 229-248.
- Maunder, M.N. and Harley, S.J. 2005. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental en 2003 y perspectivas para 2004. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 5: 109-167.
- Maunder, M.N. and Hoyle, S.D. 2007. [Un método novedoso para estimar la abundancia relativa a partir de datos de captura cerquera por lance usando la abundancia conocida de otra especie](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 7: 283-297.

PRELIMINARY ANALYSIS OF HISTORICAL AND RECENT SKIPJACK TUNA TAGGING DATA TO EXPLORE INFORMATION ON EXPLOITATION RATES

Mark N. Maunder

1. INTRODUCTION

The Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC) carried out numerous tuna-tagging experiments during the 1950s to the early 1980s, and resumed tagging on a more limited scale beginning in 2000. These data have not been used in the stock assessments of skipjack tuna except to provide information on growth rates (Bayliff 1988; Maunder 2002). This preliminary analysis is an investigation into the information content of the tagging data about exploitation rates to evaluate their use in the stock assessment.

2. DATA

Tag release and recapture data from eight trips by pole-and-line vessels between 1973 and 1981 were obtained from the IATTC records (Table 1a). Release information was obtained in summary form from printed records. Releases were coastal and north of the equator (Figure 1). The recapture information was obtained from an electronic data base. Detailed information such as length at release was not used because it is not currently available in electronic form. Tag identification numbers are not available in electronic form for releases, so the recaptures can be matched only to the release trip, and not to the specific details of release (*e.g.* month). Recaptures without information on the month of recapture were assigned to months based on the proportion by month of recaptures with month information within the appropriate year and trip. Recaptures without information on the year of capture were assigned to years based on the proportion by year of recaptures with year information within the appropriate trip. The data were summarized by month. The release month was set to the month with the most releases (Table 2). A few recaptures had to be moved one month forward in time to match the time at release. There are several months, some consecutive, without recaptures from any trips (Table 3a).

Tag release and recapture data from several trips by pole-and-line vessels between 2000 and 2006 were obtained from the IATTC database (Table 1b). Releases were limited in spatial extent to an area close to the equator (Figure 1). Recaptures without information on the month of capture were assigned to months based on the proportion by month of recaptures with month information within the appropriate recapture year and year and month of release. Recaptures without information on the year of capture were assigned to years based on the proportion by year of recaptures with year information within the appropriate year and month of release. The data were summarized by month. There are several months, some consecutive, without recaptures from any release periods (Table 3b).

3. METHODS

3.1. Tag dynamics

Each tagging trip or release month was modeled as a separate population, but sharing parameters. The model includes initial tagging-related mortality and tag shedding as a combined parameter, chronic (long-term) tag shedding and tagging-related mortality as a combined parameter, non-reporting, and initial non-mixing. The fishing mortality by month was modeled as a random effect around an overall mean fishing mortality. The model was fitted to the recaptures using a negative binomial-based likelihood function.

$$N_{r,t_r} = R_r \exp[-M_{init}]$$
$$N_{r,t} = \begin{cases} N_{t-1} \exp[-(\delta_r F_{t-1} + M + L)] & t = t_r + 1 \\ N_{t-1} \exp[-(F_{t-1} + M + L)] & t > t_r + 1 \end{cases}$$

$$p_{r,t} = \begin{cases} \frac{\delta_r F_t}{\delta_r F_t + M + L} (1 - \exp[-(\delta_r F_t + M + L)]) & t = t_r \\ \frac{F_t}{F_t + M + L} (1 - \exp[-(F_t + M + L)]) & t > t_r \end{cases}$$

$$C_{r,t} = N_{r,t} p_{r,t} (1 - \exp[-\tau])$$

$$F_t = \mu_F \exp[\varepsilon_t \sigma]$$

$$\varepsilon_t \sim N(0,1)$$

where

- $N_{r,t}$: number of tagged fish alive from release r at time t
- R_r : number of releases in release group r
- t_r : time of release r
- M : natural mortality, assumed constant over time and common among release groups
- $C_{r,t}$: predicted reported recaptures in time t from release group r
- F_t : fishing mortality for time t , assumed common among release groups
- M_{init} : initial tagging-related mortality and tag shedding
- δ_r : fishing mortality multiplier in the time period of release to deal with non-mixing
- L : chronic (long-term) tag shedding and tag-related mortality
- τ : parameter representing reporting rate

If effort data are available, fishing mortality can be made proportional to fishing effort

$$F_t = q E_t \exp[\varepsilon_t \sigma]$$

where q is the catchability coefficient.

3.2. Likelihood

The likelihood function is based on the negative binomial (NB)

$$q(y_{r,t} | C_{r,t}, \theta) = \frac{\Gamma(\theta + y)}{\Gamma(\theta) y!} \left(\frac{\theta}{\theta + C_{r,t}} \right)^{\theta} \left(\frac{C_{r,t}}{\theta + C_{r,t}} \right)^y$$

where C and θ are the mean and size parameters, respectively. Formally $y = 0, 1, 2, \dots$, but our data have fractional recoveries due to unknown month and year or recapture and reporting rate calculation.

As $1/\theta$ approaches zero, the NB distribution is reduced to the Poisson distribution.

The total likelihood is just the product of the likelihood for all the individual recaptures:

$$q(\mathbf{y} | \mathbf{C}, \theta) = \prod_{r,t} q(y_{r,t} | C_{r,t}, \theta)$$

4. APPLICATION

Maunder and Harley (2005) used an age-specific schedule for natural mortality. Natural mortality is very

high for young skipjack, followed by a decrease, and then increases. Based on mid-sized skipjack (45-65 cm) in Maunder and Harley (2005) and the values used in historical yield-per-recruit analyses, we assume a natural mortality of 0.15 per month.

Bayliff and Mobrand (1972) estimated tag shedding for yellowfin tuna from double-tagging experiments. “The Type-1 shedding, which occurs immediately after release of the fish, is about 10 percent. The Type-2 shedding is assumed to be constant throughout the life of the fish after tagging; it occurs at an instantaneous rate of about 0.278 per year.” Based on these estimates, the following parameters are set to represent tag shedding

$$M_{init} = -\ln[1 - 0.1] = 0.105$$

$$L = 0.278 / 12 = 0.023$$

These values do not include tag-related mortality. Chronic tag-related mortality is thought to be low, but initial tag-related mortality could be substantial, particularly for skipjack. Maunder *et al.* (2007) estimated immediate tag shedding of 3% and continuous tag shedding of $0.1y^{-1}$, for skipjack, yellowfin, and bigeye tuna combined, but tag shedding may have been influenced by poorly-trained taggers. Hampton (2000) assumed a combined instantaneous tag shedding and instantaneous non-reporting of tags and used an estimate of 0.45 for the three species of tunas, and Type-2 tag shedding of $0.0023 \cdot \text{month}^{-1}$, based on Hampton (1997). He assumed tagging-related mortality was insignificant. Hoyle (2011) found that recovery rates differed substantially among taggers, suggesting that tagger-related differences in the tagging and release processes can translate into substantial variability in survival rates. He assumed the tagging-related mortality rate for expert taggers was 7%, with 95% confidence intervals (CI) from 3% to 16%. He also estimated the additional (tag shedding + mortality) effect for the average tagger relative to the best tagger as 11%.

We believe the reporting rate for these tagging studies to be relatively high. Data presented in Bayliff (1971) indicate that the reporting rate was around 91%, but this estimate is based on limited data. Based on this estimate, the following parameter is set to represent reporting rate

$$\tau = -\ln(-(0.91 - 1)) = 2.408$$

Maunder *et al.* (2007) estimated reporting rates of 0.5 to 0.7 for skipjack tuna from tag-seeding experiments, with reporting rate decreasing with size. Hoyle (2011) found low reporting rates of around 50%.

The tags were modeled for only 18 months to reduce the calculations and avoid biases that might be caused by fitting to a long series of zero observed recoveries. The model was run with and without effort data to determine if they explained additional variation in the recaptures. The effort data are the number of days fished, using either floating-object or unassociated purse-seine sets. The effort used for the historic tag data was from IATTC length-composition measurement areas 1, 2, 4, and 8, and for the recent tag data from IATTC length-composition measurement areas 7 and 9. These areas relate approximately to the areas of release, and are two of the areas proposed for sub-stocks in future skipjack stock assessments.

5. RESULTS

The model fits the recaptures reasonably well (Figure 2), as expected, since temporal variation in fishing mortality is modeled and tags do not remain in the population for long. The fishing mortality is highly variable over time (Figure 3), and the standard deviation of the fishing mortality temporal deviate on the logarithmic scale was 1.36 for the historic data and 1.06 for the recent data. The fishing mortality scaling parameter for the month at release to adjust for non-mixing was substantially above one for most trips for the historic data, but not for the recent data (Table 5). Some of the time periods did not have recaptures, so there was little or no information on fishing mortality for those time periods (Figure 3). The maximum monthly fishing mortality, not including the non-mixing scalar, was 0.65 for the historic data and 0.20 for the recent data. μ_F was estimated as 0.021 and 0.016, which has no lognormal bias correction, and the

mean calculated over the whole time is 0.044 and 0.024 for historic and recent data, respectively. The mean calculated only for time periods where the temporal deviate was not zero (*i.e.* time periods for which information in the recaptures exists) is higher at 0.049 and 0.025. There is a large amount of uncertainty in the estimates of fishing mortality (Figure 4) with coefficients of variation (CVs) around 40% to 140%.

The results are similar when the fishing mortality is proportional to effort. For the historic tag data the negative log likelihood increases to 381.1 from 372.7 when including the effort data, indicating that the fishing effort data does not relate to fishing mortality experienced by these tagged skipjack. For the recent tag data the negative log likelihood decreases to 150.6 from 163.0 when including the effort data, indicating that the fishing effort data relates somewhat to fishing mortality experienced by these tagged skipjack. However, the standard deviation of the random effect distribution for the fishing mortality deviates only reduces to 0.80 from 1.06, indicating that there is still a lot of unexplained variation in the fishing mortality on these tagged skipjack.

6. DISCUSSION

There is a large amount of temporal variability and uncertainty in the estimates of fishing mortality based on the tagging data. Adding effort data did not improve the analysis substantially. This analysis suggests that it is unlikely that the historical tagging data will provide a substantial amount of information on fishing mortality to improve the skipjack stock assessment. However, there are spatial differences in some of the historic tagging trips and given the possibility of limited skipjack movement and local effects of fishing effort, further refinement to the analysis could be made by spatial segregation of the data and addition of catch data. Catch data will provide further information on the temporal variability in fishing mortality allowing the tagging data to inform the absolute levels of fishing mortality. The planned skipjack assessment, which will simultaneously analyze the catch, length composition and tagging data, will use spatial structure.

Under the assumption that tag shedding, tagging-related mortality, and reporting rates are the same for the historic and recent data, the analysis indicates that recent fishing mortality rates in the area of the recent tagging are lower than the historic fishing mortality rates in the areas of the historic tagging. However, it is likely that reporting rate differs, and the other quantities may as well.

There appears to be a substantial amount of movement indicated by the recent tag data (Figure 5) but the true extent of the movement is unknown due to a large proportion of the recapture information being incorrect, due to misreporting of the vessel name and/or well numbers from which tagged fish were recovered. Therefore, it is unclear if the assumption that all tags are recaptured in the area in which they were released is valid or how violation of this assumption will bias the stock assessment results.

Entering detailed information about individual releases for the historic data would allow a more detailed analysis of the information and facilitate its integration into the stock assessment model. However, a well-planned and executed comprehensive tagging study is probably the only way to provide an adequate stock assessment for skipjack tuna in the EPO.

ACKNOWLEDGEMENTS

William Bayliff provided the historic tagging data. Kurt Schaefer and Dan Fuller provided the recent tagging data. William Bayliff and Patrick Tomlinson provided insight into the fisheries and data.

REFERENCES

- Bayliff, W.H. 1988. Growth of skipjack, *Katsuwonus pelamis*, and yellowfin, *Thunnus albacares*, tunas in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. Inter-American Tropical Tuna Commission, Bulletin, 19 (4): 307-385.
- Bayliff, W.H. and Mobrand, L.M. 1972. Estimates of the rates of shedding of dart tags from yellowfin tuna. Inter-American Tropical Tuna Commission, Bulletin, 15 (5): 441-462.

- Hoyle, S.D. 2011. Tag reporting rate prior distributions for the 2011 bigeye, yellowfin, and skipjack stock assessments. WCPFC-SC7-2011/SA-IP-10.
- Maunder, M.N. 2002. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin, 22(2): 93-131.
- Maunder, M.N. and Harley, S.J. 2005. Status of skipjack tuna in the eastern Pacific Ocean in 2003 and outlook for 2004. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 5.
- Maunder, M.N., K. Schaefer, D. Fuller, and E. Altamirano Nieto. 2007. Estimating tag reporting and tag shedding for tunas in the EPO. In Maunder, M.N. (compiler) Report of the Inter-American Tropical Tuna Commission Workshop on Using Tagging Data for Fisheries Stock Assessment and Management. <http://www.iattc.org/PDFFiles2/Tagging-WS-Oct-2007-Report-ENG.pdf>.

TABLE 1a. Number of releases and recaptures, by tagging trip, for the historic data.
TABLA 1a. Número de liberaciones de recapturas, por viaje de marcado, para los datos históricos.

Trip	Release year	Releases	Recaptures	Recapture rate
Viaje	Año de liberación	Liberaciones	Recapturas	Tasa de recaptura
1070	1973	1937	527	0.27
1075	1975	1035	285	0.28
1078	1975	1803	887	0.49
1079	1976	4180	1239	0.30
1082	1976	8455	5543	0.66
1084	1979	2507	606	0.24
1089	1980	1818	102	0.06
1095	1981	2203	417	0.19

TABLE 1b. Number of releases and recaptures, by date, for the recent data.**TABLA 1b.** Número de liberaciones de recapturas, por fecha, para los datos recientes.

Year	Month	Releases	Recaptures	Recapture rate
Año	Mes	Liberaciones	Recapturas	Tasa de recaptura
2000	4	131	18.3	0.14
	5	1105	244.7	0.22
2002	3	1	0.0	0.00
	4	210	26.0	0.12
	5	38	5.0	0.13
2003	3	21	1.0	0.05
	4	11	4.0	0.36
	5	116	17.0	0.15
2004	3	178	39.0	0.22
	4	587	108.0	0.18
	5	146	11.0	0.08
2005	4	381	32.0	0.08
2006	3	43	7.0	0.16
	4	551	68.0	0.12

TABLE 2. Number of releases, by trip and month of release, for the historic data.**TABLA 2.** Número de liberaciones, por viaje y mes de liberación, para los datos históricos.

Months since May 1973	Trip number							
	1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095
Meses desde mayo de 1973	Número de viaje							
0	68							
1	1688							
2	181							
25		257						
26		778						
29			302					
30			1501					
37				4180				
41					8455			
70						3		
71						2502		
72						2		
83						1818		
94							424	
95							1759	
96							20	

TABLE 3a. Recaptures used in the model after adjusting for unknown month and year and recaptures before the assumed month of release for the historic data.

TABLA 3a. Recapturas usadas en el modelo tras ajustar por mes y año desconocidos, y recapturas antes del mes de liberación supuesto, para los datos históricos.

Year	Month	Trip number							
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095
Año	Mes	Número de viaje							
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095
1973	6	78.20							
	7	127.65							
	8	51.75							
	9	71.30							
	10	120.75							
	11	56.35							
	12	13.80							
1974	1	1.44							
	2	1.44							
	3								
	4	1.44							
	5								
	6	1.44							
	7								
	8	1.44							
	9								
	10								
	11								
	12								
1975	1								
	2								
	3								
	4								
	5								
	6								
	7		69.42						
	8		175.51						
	9		13.10						
	10		2.62						
	11		3.93	795.05					
	12		2.62		18.38				
1976	1		3.14	15.32					
	2		2.10	25.54					
	3		1.05	2.55					
	4		1.05	2.55					
	5			10.21					
	6		1.05	2.55	280.94				
	7		2.10	6.38	477.60				
	8		1.05		28.09				
	9		2.10	5.11	206.49				
1976	10		3.14		126.42	4103.21			
	11			1.28	42.14	1187.39			

Year	Month	Trip number						
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089
Año	Mes	Número de viaje						
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1095
	12				16.86	177.15		
1977	1				27.02	39.42		
	2				14.05	25.08		
	3				2.16			
1977	4		1.05		2.16	1.19		
	5				1.08	4.78		
	6				5.40	1.19		
	7			1.04	4.32			
	8				1.08			
	9				2.16	2.39		
	10							
	11							
	12					1.19		
1978	1				1.02			
	2							
	3							
	4							
	5							
	6							
	7			1.04				
	8							
	9							
	10							
	11							
	12							
1979	1							
	2							
	3							
	4					25.55		
	5					123.91		
	6					283.60		
	7					63.87		
	8					56.21		
	9					25.55		
	10					16.61		
	11					2.55		
	12					5.11		
1980	1					1.01		
	2							
	3							
	4					14.18		
	5					2.36		
	6					8.27		
	7					33.08		
	8					9.45		
	9					1.01	8.27	

Year	Month	Trip number							
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095
Año	Mes	Número de viaje							
		1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095
	10							10.63	
	11							4.73	
	12							4.73	
1981	1						1.01	2.10	
	2								
	3						2.10	123.51	
1981	4						2.10	162.85	
	5							71.04	
	6							19.67	
	7							5.46	
	8							6.56	
	9							8.74	
	10							6.56	
	11							2.19	
	12							4.37	
1982	1								
	2								
	3							2.42	
	4							1.21	
	5								
	6							1.21	
	7								
	8							1.21	

TABLE 3b. Recaptures used in the model after adjusting for unknown month and year, for the recent data.**TABLA 3b.** Recapturas usadas en el modelo tras ajustar por mes y año desconocidos, para los datos recientes.

Year		2000		2002			2003			2004			2005	2006	
Year	Month	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4
	Año	2000		2002			2003			2004			2005	2006	
Año	Mes	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4
2000	4	1.02													
	5	11.17	164.50												
	6	5.08	61.94												
	7		8.12												
	8	1.02	4.06												
	9		2.03												
	10														
	11														
	12		1.02												
2001	1														
	2														
	3														
	4														
	5														
	6														
	7														
	8														
	9														
	10														
	11														
	12														
2002	1														
	2														
	3														
	4														
	5			3.00	1.00										
	6			12.00	3.00										
2002	7			2.00	1.00										
	8			6.00											
	9			2.00											
	10														
	11														
	12			1.00											
2003	1														
	2														
	3														
	4						3.00								
	5						1.00	4.00							
	6							6.00							
	7							1.00							
	8							1.00	2.00						
	9			1.02											
	10			2.03						3.00					

	Year	2000		2002			2003			2004			2005	2006	
Year	Month	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4
	Año	2000		2002			2003			2004			2005	2006	
Año	Mes	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4
	11														
	12														
2004	1														
	2														
	3														
	4									2.00	1.02				
	5									20.00	70.30	1.22			
	6									13.00	21.40	4.89			
	7									1.00	1.02				
	8										1.02	1.22			
	9										3.06	2.44			
	10									2.00	3.06	1.22			
	11										3.06				
	12										3.06				
2005	1										1.02				
	2														
	3														
	4											1.00			
	5											3.00			
	6											8.00			
	7											6.00			
	8														
	9												4.00		
	10											6.00			
	11												2.00		
	12														
2006	1											1.00			
	2														
	3														
	4												4.32		
	5												6.48		
	6												3.50	17.27	
	7												1.00	9.71	
2006	8													2.16	
	9													1.17	10.79
	10													3.24	
	11													2.33	5.40
	12													3.24	
2007	1												1.08		
	2													1.08	
	3													1.08	
	4													1.08	
	5													1.08	
	6													1.08	
	7													1.08	
	8													1.08	
	9														

		2000		2002			2003			2004			2005	2006				
Year	Month	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4			
		Año		2000			2002			2003			2004			2005	2006	
Año	Mes	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5	4	3	4			
	10																	
	11																	
	12																	

TABLE 4a. Effort data (days fished) used in the analysis of the historic data.**TABLA 4a.** Datos de esfuerzo (días de pesca) usados en el análisis de los datos históricos.

Year	Month	Effort	Year	Month	Effort	Year	Month	Effort
Año	Mes	Esfuerzo	Año	Mes	Esfuerzo	Año	Mes	Esfuerzo
1973	6	596	1977	1	574	1980	1	907
	7	1111		2	846		2	1494
	8	1116		3	531		3	1478
	9	405		4	585		4	1421
	10	374		5	1033		5	1793
	11	234		6	1482		6	2033
	12	242		7	916		7	894
	1	747		8	947		8	764
	2	1033		9	820		9	1030
	3	979		10	549		10	808
	4	803		11	519		11	653
	5	657		12	357		12	549
1974	6	796	1978	1	391	1981	1	725
	7	928		2	850		2	961
	8	751		3	872		3	1357
	9	449		4	1126		4	1628
	10	483		5	727		5	1175
	11	494		6	1017		6	1091
	12	211		7	1356		7	1129
	1	961		8	902		8	1039
	2	1017		9	507		9	1236
	3	838		10	611		10	1122
	4	960		11	661		11	1173
	5	1485		12	272		12	426
1975	6	1051	1979	1	533	1982	1	421
	7	1079		2	1214		2	678
	8	753		3	1520		3	1251
	9	569		4	1671		4	1253
	10	492		5	1459		5	750
	11	417		6	1432		6	666
	12	224		7	1118		7	783
	1	545		8	1144		8	972
	2	686		9	1016		9	826
	3	1086		10	701		10	858
	4	1069		11	906		11	691
1976	5	746		12	425		12	371
	6	1231				1983	1	263
	7	1029					2	384
	8	782					3	500
	9	1099					4	729
	10	653						
	11	614						
	12	182						

TABLE 4b. Effort data (days fished) used in the analysis of the recent data.**TABLA 4b.** Datos de esfuerzo (días de pesca) usados en el análisis de los datos recientes.

Year	Month	Effort	Year	Month	Effort	Year	Month	Effort	
Año	Mes	Esfuerzo	Año	Mes	Esfuerzo	Año	Mes	Esfuerzo	
2000	4	1099	2002	11	845	2005	6	1008	
	5	671		12	114		7	840	
	6	961		1	377		8	115	
	7	755		2	231		9	630	
	8	557		3	234		10	1165	
	9	536		4	346		11	976	
	10	316		5	295		12	634	
	11	447		6	519		2006	1	569
	12	766		7	747			2	501
	1	897		8	1009			3	405
	2	251		9	925			4	708
2001	3	437		10	1127			5	493
	4	560		11	1163			6	776
	5	531		12	708			7	1389
	6	875	2004	1	407			8	407
	7	635		2	370			9	1234
	8	518		3	471			10	1588
	9	518		4	397			11	1179
	10	636		5	989			12	955
	11	746		6	977	2007	1	755	
	12	752		7	644		2	339	
2002	1	375		8	249		3	310	
	2	423		9	814		4	760	
	3	511		10	1452		5	1051	
	4	304		11	1203		6	1070	
	5	452		12	726		7	1271	
	6	857	2005	1	606		8	239	
	7	681		2	330		9	576	
	8	620		3	169		10	943	
	9	662		4	265				
	10	793		5	627				

TABLE 5. Estimates of Finit, the fishing mortality scaling parameter for the month at release to adjust for non-mixing. a) historic data and b) recent data.

TABLA 5. Estimaciones de Finit, el parámetro de escala de la mortalidad por pesca para el mes de liberación para ajustar por ausencia de mezcla. Datos a) históricos, y b) recientes.

a.									
Trip	1070	1075	1078	1079	1082	1084	1089	1095	
Finit	2.68	4.95	50.46	3.91	4.62	0.65	1.61	6.10	

b.									
Year	2000		2002		2003		2004		2005
Month	4	5	3	4	5	3	4	5	4
Finit	0.51	2.08	0.01	0.01	1.76	0.01	34.77	1.94	0.01
									3
									4

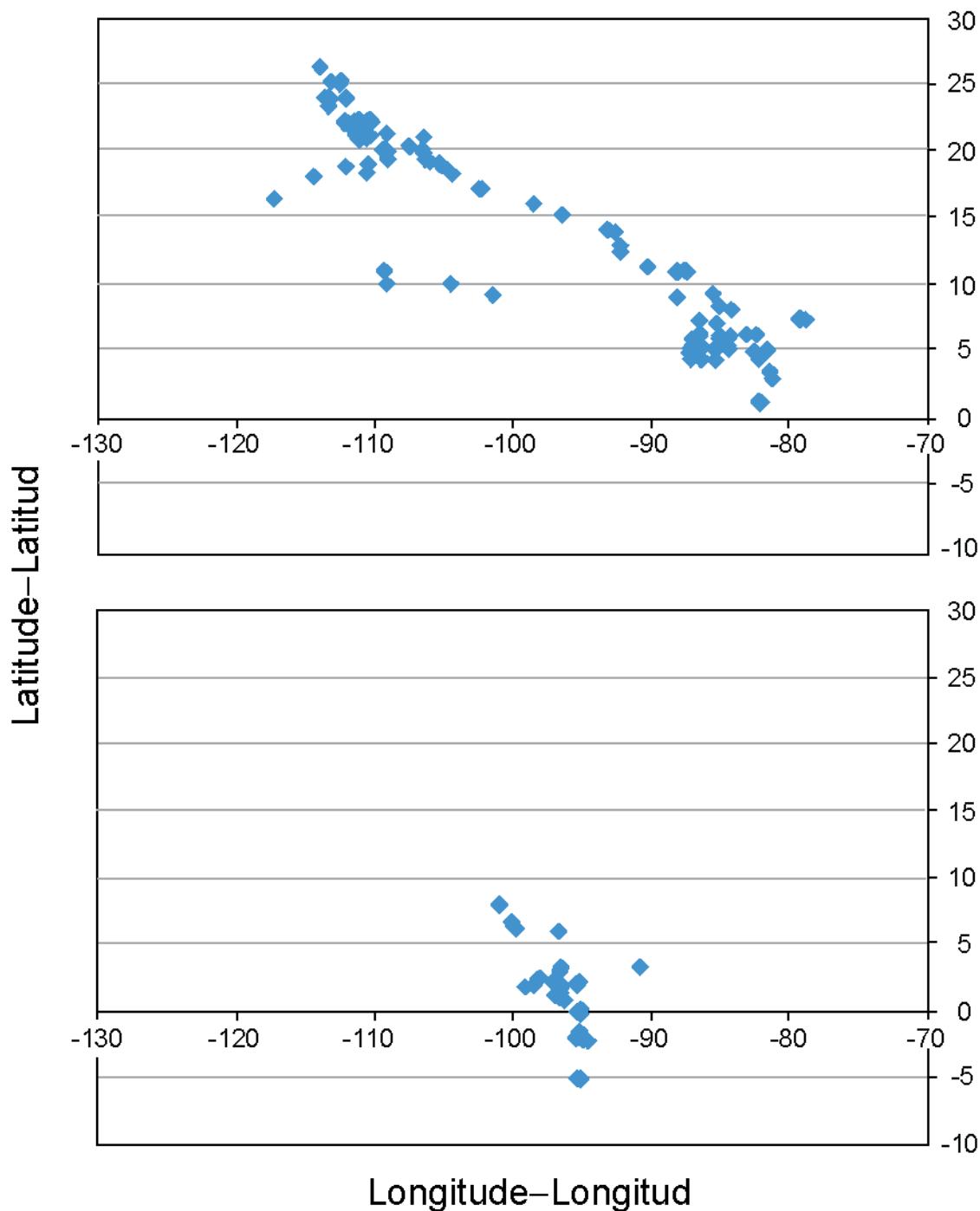


FIGURE 1. Release positions of the historic (top) and recent (bottom) releases

FIGURA 1. Posiciones de liberación de las liberaciones históricas (arriba) y recientes (abajo).

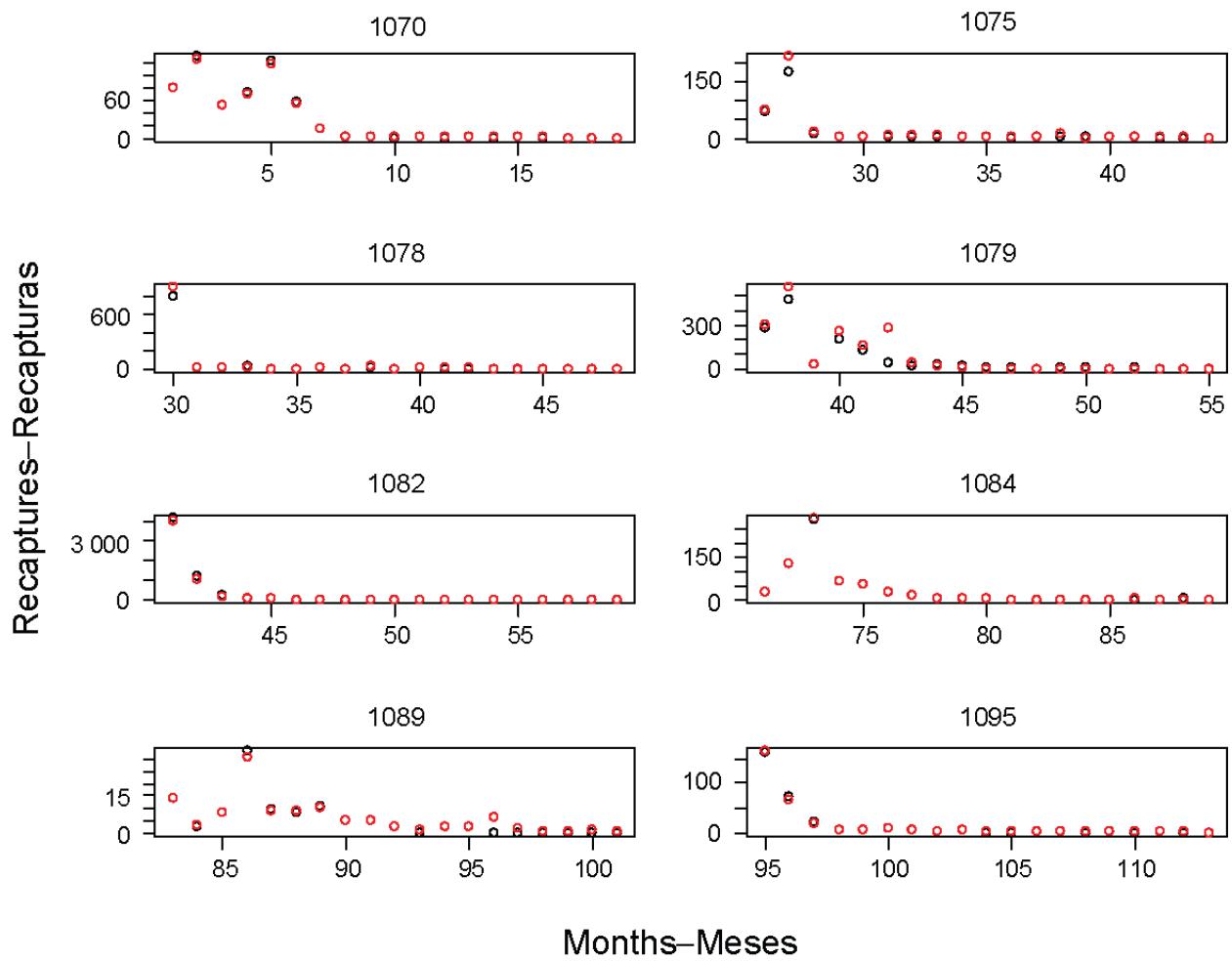


FIGURE 2a. Fit of the model to the recapture data, by trip, for the historic data. Month 1 = June 1973.

FIGURA 2a. Ajuste del modelo a los datos de recaptura, por viaje, para los datos históricos. Mes 1 = junio de 1973.

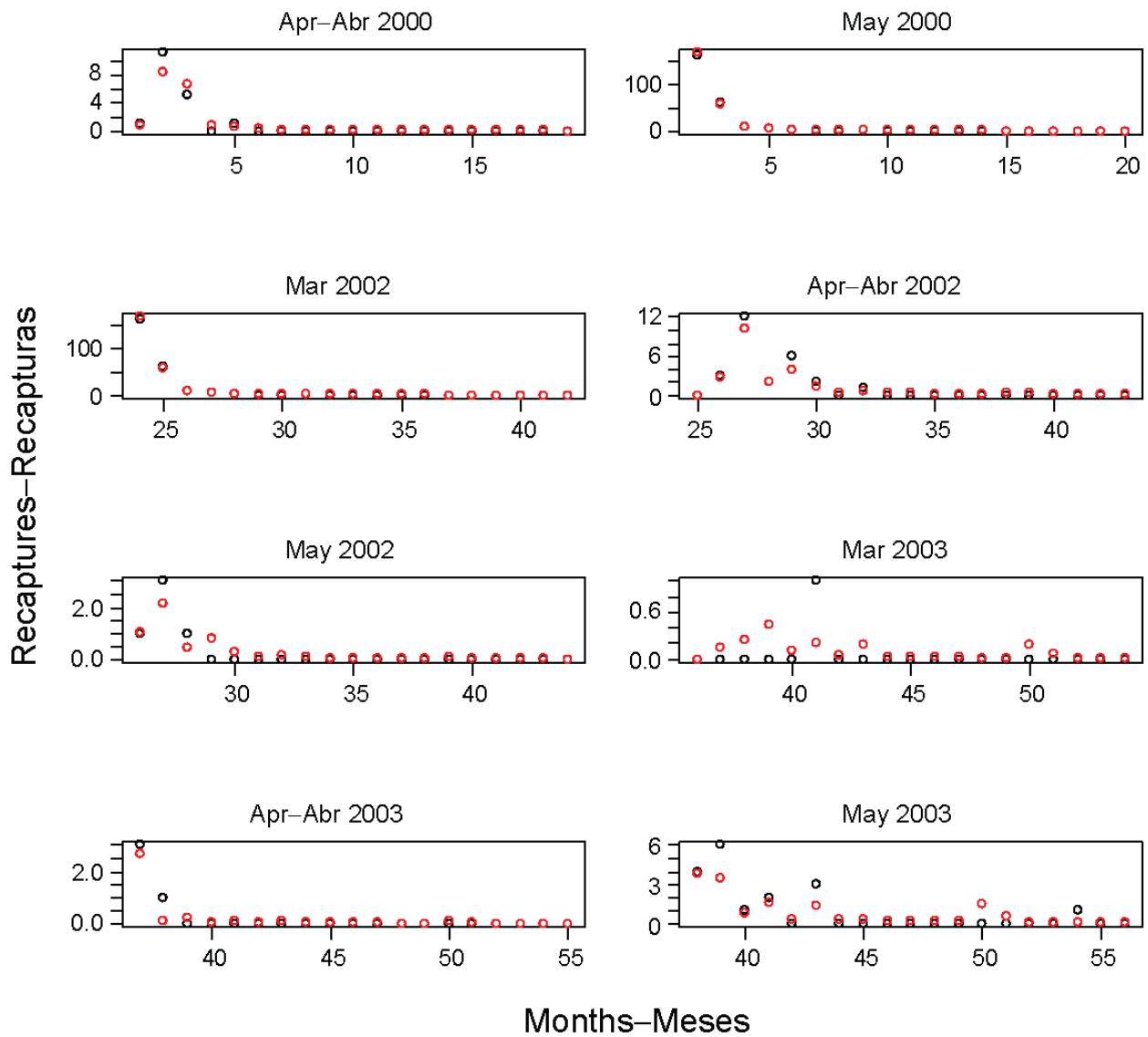


FIGURE 2b. Fit of the model to the recapture data, by month, for the recent data. Month 1 = April 2000.
FIGURA 2b. Ajuste del modelo a los datos de recaptura, por mes, para los datos recientes. Mes 1 = abril de 2000.

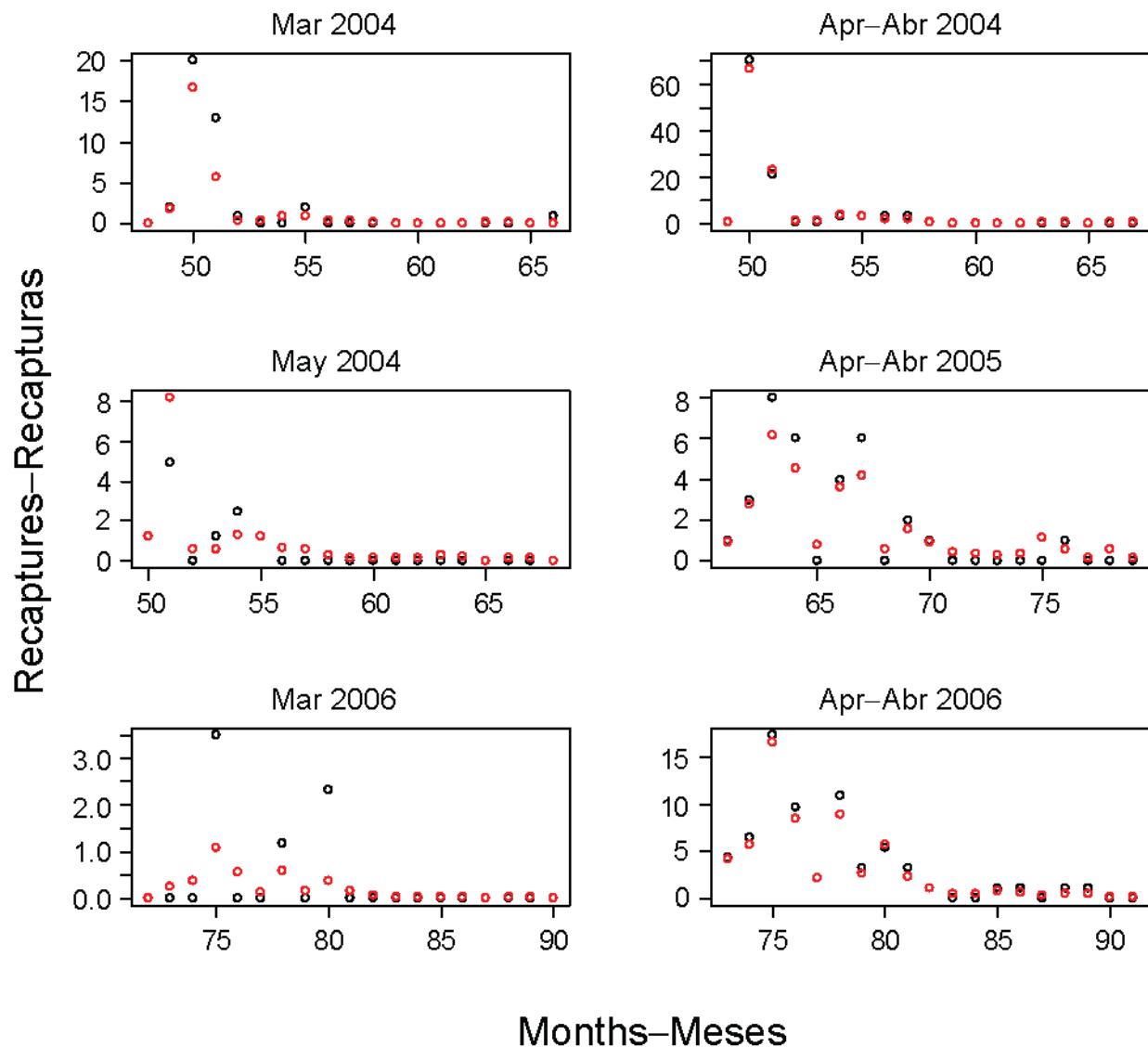


FIGURE 2b. (continued).
FIGURA 2b. (continuación).

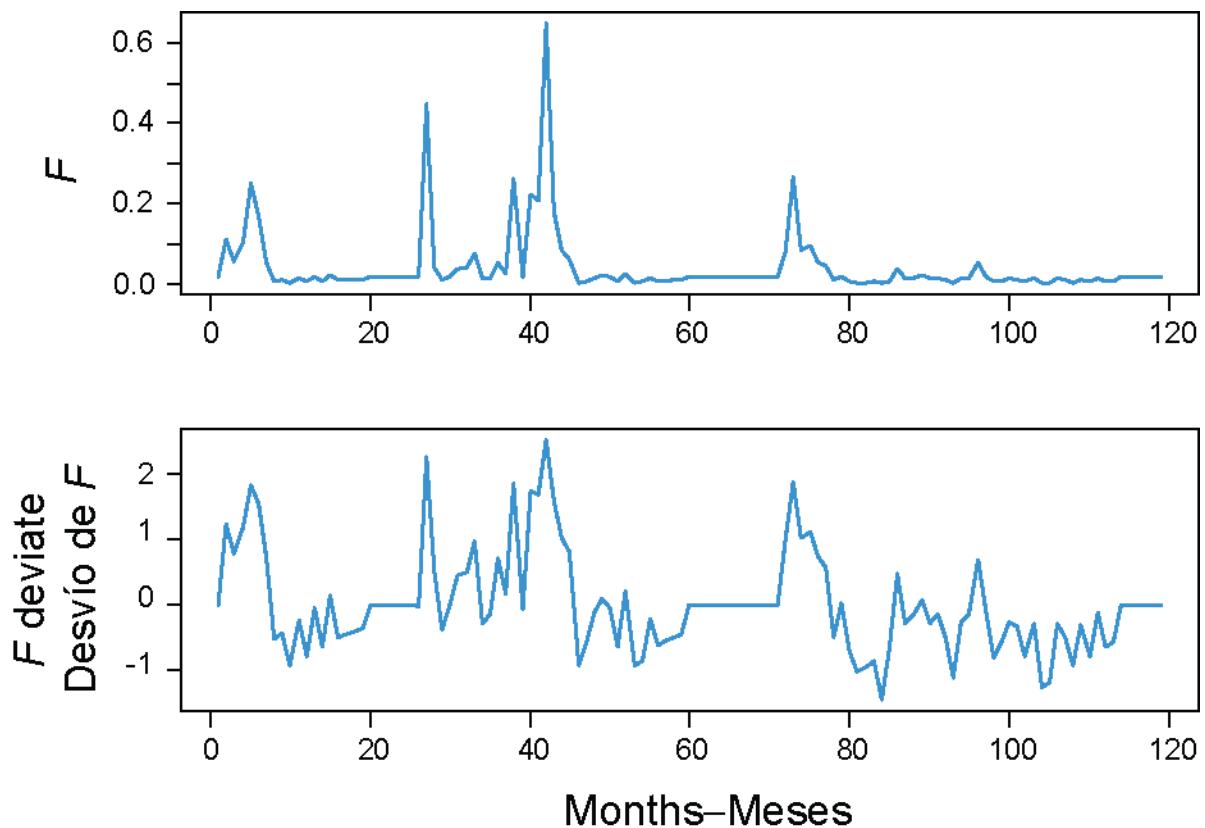


FIGURE 3a. Estimates of the monthly fishing mortality (F) (upper panel) and the associated temporal deviate (lower panel) for the historic data. Month 1 = June 1973.

FIGURA 3a. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F) mensual (panel superior) y el desvío temporal asociado (panel inferior) para los datos históricos. Mes 1 = junio de 1973.

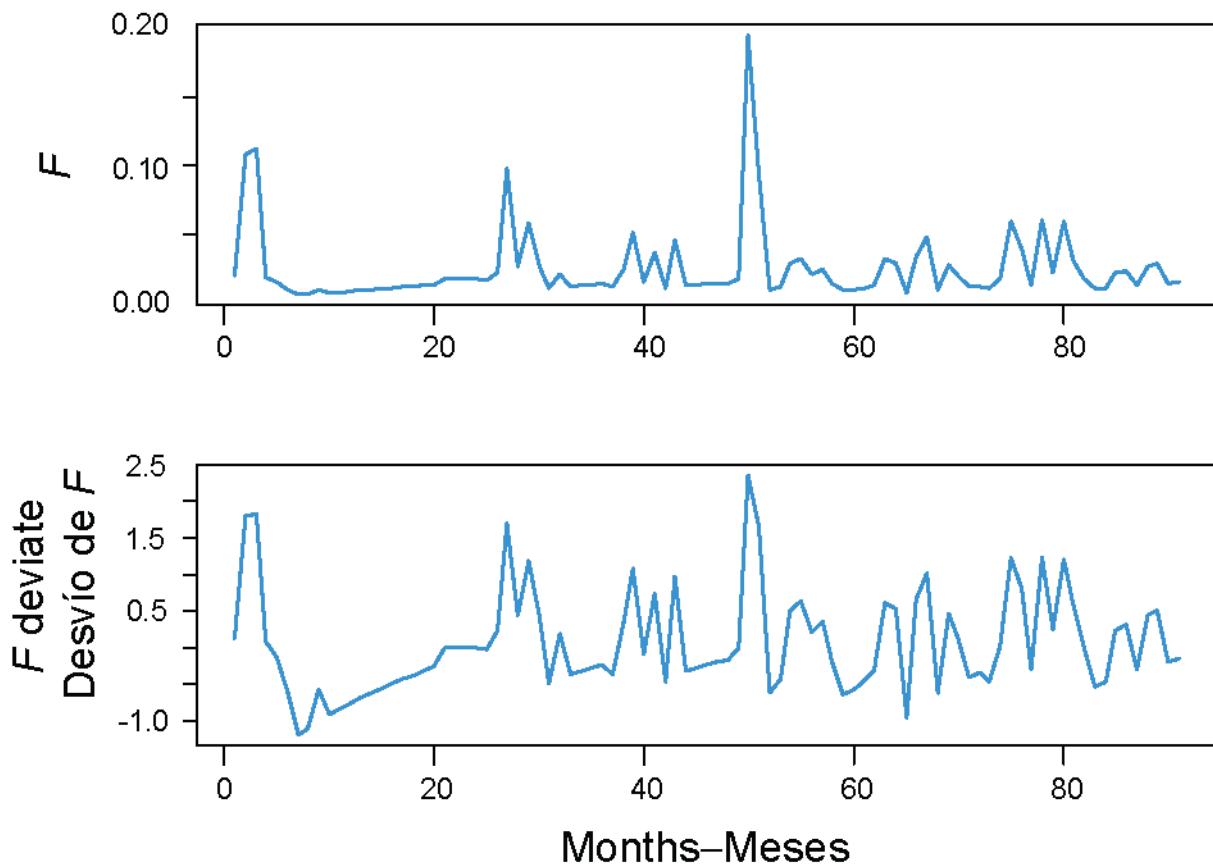


FIGURE 3b. Estimates of the monthly fishing mortality (F) (upper panel) and the associated temporal deviate (lower panel) for the historic data. Month 1 = April 2000.

FIGURA 3b. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F) mensual (panel superior) y el desvío temporal asociado (panel inferior) para los datos recientes. Mes 1 = abril de 2000.

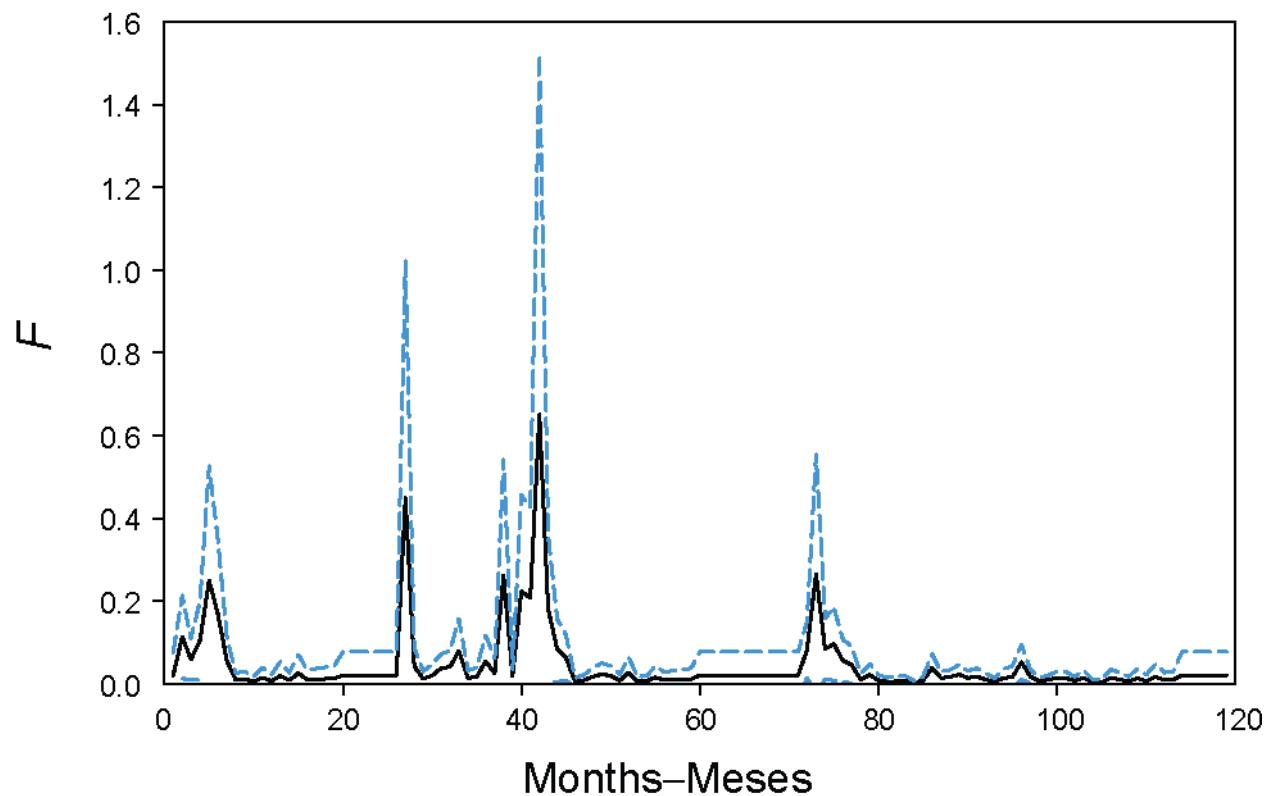


FIGURE 4a. Estimates of fishing mortality (F), with 95% confidence intervals, for the historic data. Month 1 = June 1973.

FIGURA 4a. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F), con intervalos de confianza de 95%, para los datos históricos. Mes 1 = junio de 1973.

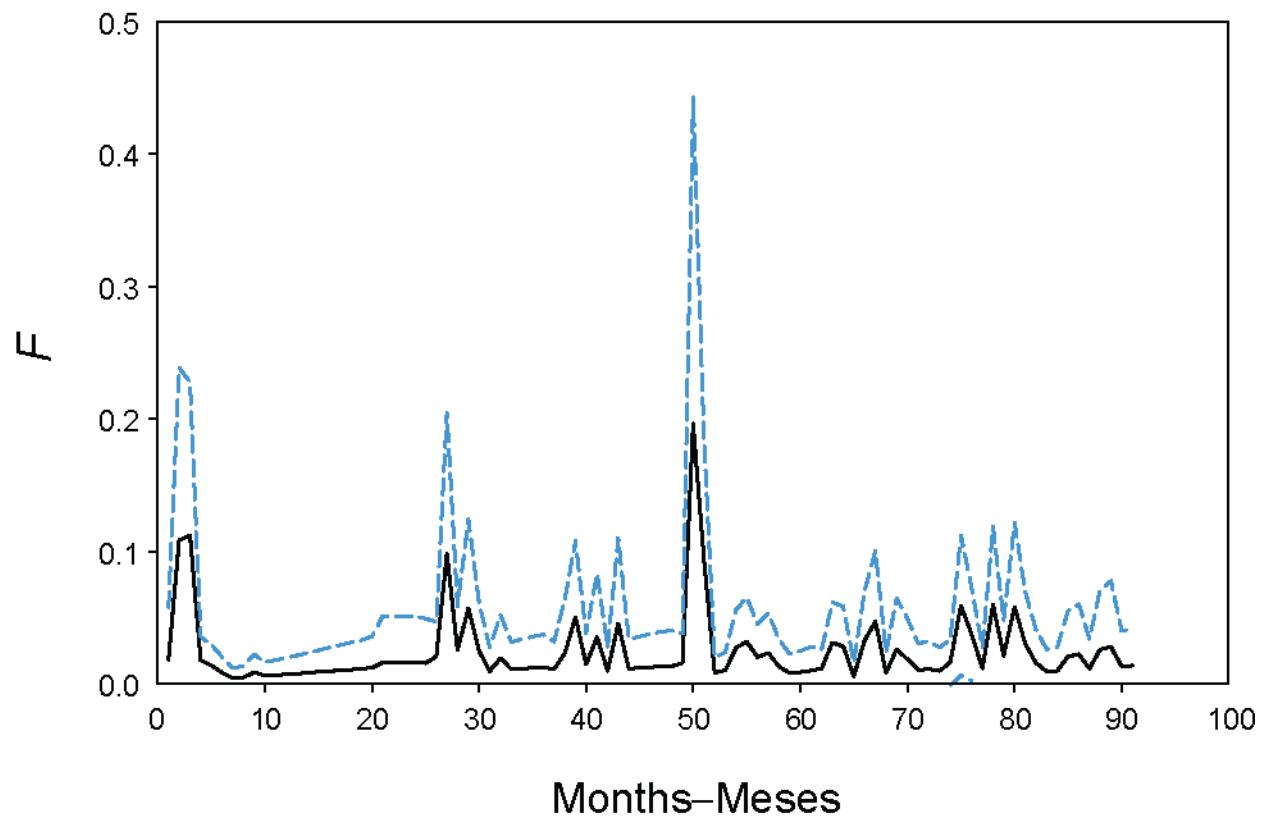


FIGURE 4b. Estimates of fishing mortality (F), with 95% confidence intervals, for the recent data. Month 1 = April 2000.

FIGURA 4b. Estimaciones de la mortalidad por pesca (F), con intervalos de confianza de 95%, para los datos recientes. Mes 1 = abril de 2000.

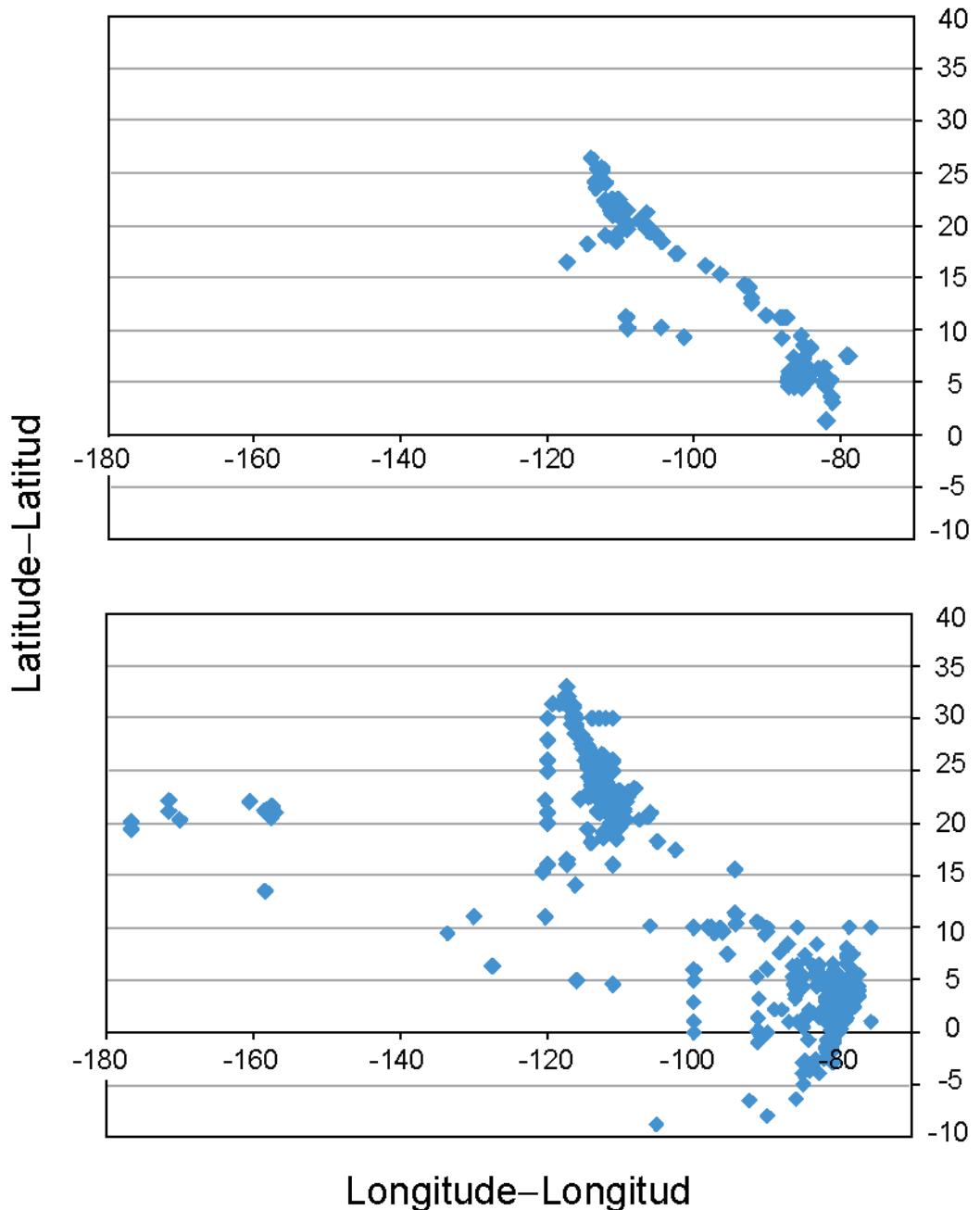


FIGURE 5a. Release (top) and recapture (bottom) positions of the historic tags.
FIGURA 5a. Posiciones de liberación (arriba) y recaptura (abajo) de las marcas históricas.

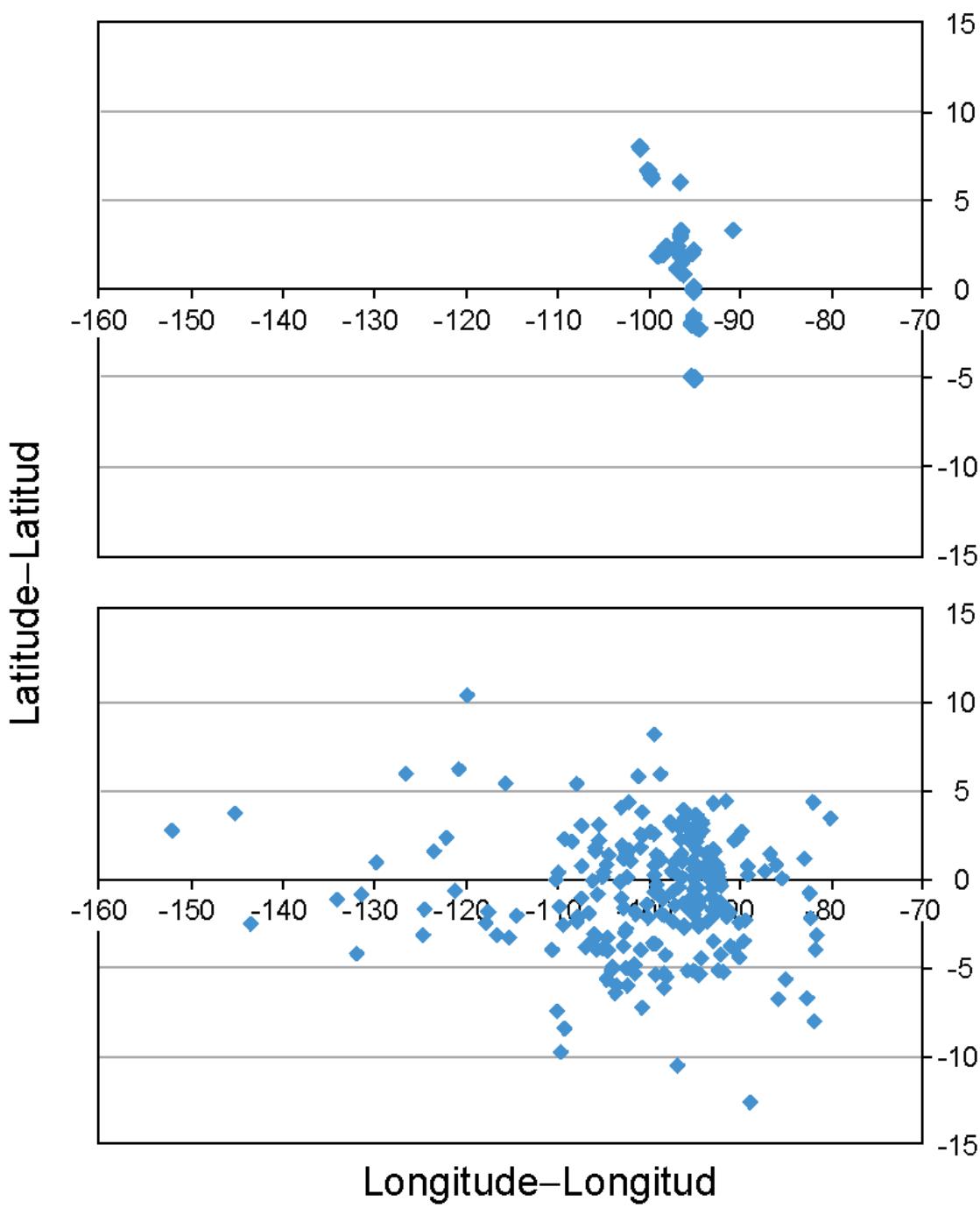


FIGURE 5b. Release (top) and recapture (bottom) positions of the recent tags

FIGURA 5b. Posiciones de liberación (arriba) y recaptura (abajo) de las marcas recientes.

ANÁLISIS PRELIMINAR DE DATOS HISTÓRICOS Y RECENTES DE MARCADO DE BARRILETE PARA EXPLORAR INFORMACIÓN SOBRE LAS TASAS DE EXPLOTACIÓN

Mark N. Maunder

1. INTRODUCCIÓN

La Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) realizó numerosos experimentos de mercado de atunes entre los años 1950 y principios de los 1980, y reanudó el marcado a escala más limitada a partir de 2000. Estos datos no han sido usados en las evaluaciones de las poblaciones de atún barrilete excepto para proporcionar información sobre las tasas de crecimiento (Bayliff 1988; Maunder 2002). El presente análisis preliminar consiste en una investigación del contenido informativo sobre las tasas de explotación en los datos de marcado, a fin de evaluar su uso en la evaluación de la población.

2. DATOS

Se obtuvieron de los registros de la CIAT datos de liberaciones y recapturas de marcas de ocho viajes de buques cañeros entre 1973 y 1981 (Tabla 1a). La información de liberaciones fue obtenida en forma sumaria de registros impresos. Las liberaciones ocurrieron cerca de la costa y al norte de la línea ecuatorial (Figura 1). La información de recaptura fue obtenida de una base de datos electrónica. No se usó información detallada, tal como talla de liberación, porque no se dispone actualmente de la misma de forma electrónica. No se dispone de números de identificación de marcas en formato electrónico para las liberaciones, por lo que las recapturas pueden ser asignadas solamente al viaje de marcado y no a los detalles específicos de la liberación (por ejemplo, un mes). Las recapturas sin información sobre el mes de recaptura fueron asignadas a meses con base en la proporción mensual/capturas con información de mes en el año y viaje apropiados. Las recapturas sin información sobre el año de captura fueron asignadas a años con base en la proporción por tamaño de las recapturas con información de año dentro del viaje correspondiente (Tabla 2).

No se usó información detallada, tal como la talla de liberación, porque no se encuentra disponible en formato electrónico. No se dispone de números de identificación de marcas de las liberaciones en formato electrónico, por lo que las recapturas pueden ser emparejadas con el viaje de liberación solamente y no con los detalles específicos de la liberación (por ejemplo, mes). Las recapturas sin información de captura fueron asignadas a meses con base en la proporción por mes de las recapturas con información de mes en el año y viaje correspondientes. Las recapturas sin información del año de captura fueron asignadas a años con base en la proporción por año de recapturas con información de año en el viaje correspondiente. Se resumieron los datos por mes. Se fijó el mes de liberación al mes con el mayor número de liberaciones (Tabla 2). Se tuvo que avanzar algunas recapturas un mes para encajar con el momento de liberación. En varios meses, algunos consecutivos, no hay recapturas de ningún viaje (Tabla 3a).

Se obtuvieron de la base de datos de la CIAT datos de liberación y recaptura de varios viajes de buques cañeros entre 2000 y 2006 (Tabla 1b). La extensión espacial de las liberaciones está limitada a una zona cerca de la línea ecuatorial (Figura 1). Las recapturas sin información del mes de captura fueron asignadas a meses con base en la proporción por mes de las recapturas con información de mes en el año de recaptura y el año y mes de liberación correspondientes. Las recapturas sin información del año de captura fueron asignadas a años con base en la proporción por año de las recapturas con información de año dentro del año y mes de liberación correspondientes. Se resumieron los datos por mes. En varios meses, algunos consecutivos, no hay recapturas de ningún periodo de liberación (Tabla 3b).

3. MÉTODOS

3.1. Dinámica de las marcas

Cada viaje de marcado y mes de liberación fue modelado como una población separada, pero con paráme-

tros compartidos. El modelo incluye la mortalidad inicial relacionada con el marcado y la pérdida de marcas como parámetro combinado, la pérdida de marcas crónica (a largo plazo) y mortalidad relacionada con el marcado como parámetro combinado, ausencia de notificación, y ausencia inicial de mezcla. Se modeló la mortalidad por pesca por mes como efecto aleatorio alrededor de una mortalidad por pesca media general. Se ajustó el modelo a las recapturas usando una función negativa de verosimilitud basada en binomios.

$$\begin{aligned}
 N_{r,t_r} &= R_r \exp[-M_{init}] \\
 N_{r,t} &= \begin{cases} N_{t-1} \exp[-(\delta_r F_{t-1} + M + L)] & t = t_r + 1 \\ N_{t-1} \exp[-(F_{t-1} + M + L)] & t > t_r + 1 \end{cases} \\
 p_{r,t} &= \begin{cases} \frac{\delta_r F_t}{\delta_r F_t + M + L} (1 - \exp[-(\delta_r F_t + M + L)]) & t = t_r \\ \frac{F_t}{F_t + M + L} (1 - \exp[-(F_t + M + L)]) & t > t_r \end{cases} \\
 C_{r,t} &= N_{r,t} p_{r,t} (1 - \exp[-\tau]) \\
 F_t &= \mu_F \exp[\varepsilon_t \sigma] \\
 \varepsilon_t &\sim N(0,1)
 \end{aligned}$$

donde

- $N_{r,t}$: número de peces marcados vivos de la liberación r en el momento t
- R_r : número de liberaciones en el grupo de liberación r
- t_r : momento de liberación r
- M : mortalidad natural; se supone que es constante a lo largo del tiempo e igual para todos los grupos de liberación
- $C_{r,t}$: recapturas reportadas predichos en el tiempo t del grupo de liberación
- F_t : mortalidad por pesca del tiempo t , que se supone común entre los grupos de liberación
- M_{init} : mortalidad relacionada con las marcas y la pérdida de marcas iniciales
- δ_r : multiplicador de mortalidad por pesca en el período de liberación, para tratar la ausencia de mezcla
- L : pérdida de marcas y la mortalidad relacionada con las marcas crónicas (a largo plazo)
- τ : parámetro que representa la tasa de notificación

Si se dispone de datos de esfuerzo, se puede hacer la mortalidad por pesca proporcional al esfuerzo de pesca

$$F_t = q E_t \exp[\varepsilon_t \sigma]$$

donde q es el coeficiente de capturabilidad.

3.2. Verosimilitud

La función de verosimilitud se basa en el binomio negativo (NB)

$$q(y_{r,t} | C_{r,t}, \theta) = \frac{\Gamma(\theta + y)}{\Gamma(\theta) y!} \left(\frac{\theta}{\theta + C_{r,t}} \right)^{\theta} \left(\frac{C_{r,t}}{\theta + C_{r,t}} \right)^y$$

donde C y θ son los parámetros promedio y de tamaño, respectivamente. Formalmente $y = 0, 1, 2, \dots$, pero nuestros datos contienen recuperaciones fraccionales debido a mes y año desconocidos o al cálculo de las tasas de recaptura y notificación.

A medida que $1/\theta$ se acerca a cero, la distribución NB es reducida a la distribución de Poisson.

La verosimilitud total es simplemente el producto de la verosimilitud para todas las recapturas individuales:

$$q(\mathbf{y} | \mathbf{C}, \theta) = \prod_{r,t} q(y_{r,t} | C_{r,t}, \theta)$$

4. APLICACIÓN

Maunder y Harley (2005) usaron un calendario basado en edad para la mortalidad natural. La mortalidad natural del barrilete joven es muy elevada, entonces disminuye, y luego aumenta. Con base en el barrilete de tamaño mediano (45-65 cm) en Maunder y Harley (2005) y los valores usados en análisis históricos de rendimiento por recluta, supusimos una mortalidad natural de 0,15 por mes.

Bayliff y Mobrand (1972) estimaron la pérdida de marcas de atún aleta amarilla a partir de experimentos de marca doble. “La pérdida Tipo 1, que ocurre inmediatamente después de la liberación del pez, es aproximadamente 10 por ciento. Se supone que la pérdida Tipo 2 es constante durante toda la vida del pez después del marcado; ocurre con una tasa instantánea de aproximadamente 0,278 por año.” Con base en estas estimaciones, se fijaron los parámetros siguientes para representar la pérdida de marcas

$$M_{init} = -\ln[1 - 0.1] = 0.105$$

$$L = 0.278 / 12 = 0.023$$

Estos valores no incluyen la mortalidad relacionada con marcas. Se cree que la mortalidad crónica relacionada con marcas es baja, pero la mortalidad inicial relacionada con marcas podría ser sustancial, particularmente en el caso del barrilete. Maunder *et al.* (2007) estimaron una pérdida de marcas inmediata de 3% y continua de $0.1y^{-1}$ para los atunes barrilete, aleta amarilla, y patudo combinados, pero la pérdida de marcas podría haber sido afectada por marcadores mal entrenados. Hampton (2000) supuso un pérdida de marcas instantánea y falta de notificación de marcas instantánea combinadas y usó una estimación de 0,45 para las tres especies de atunes, y una pérdida de marcas Tipo 2 de $0,0023 \cdot \text{mes}^{-1}$, basadas en Hampton (1997). Supuso que la mortalidad por marcado es insignificante. Hoyle (2011) descubrió que las tasas de recuperación variaban sustancialmente entre los marcadores, lo cual sugiere que diferencias relacionadas con los marcadores en los procesos de marcado y liberación pueden resultar en una variabilidad sustancial de las tasas de supervivencia. Supuso que la tasa de mortalidad por marcado de los marcadores expertos es 7%, con intervalos de confianza de 95% de entre 3% y 16%. Estimó el efecto adicional (pérdida de marcas + mortalidad) del marcador promedio en relación al mejor marcador en 11%.

Creemos que la tasa de notificación en estos estudios de marcado es relativamente alta. Los datos presentados en Bayliff (1971) indican que fue alrededor del 91%, pero esta estimación se basa en datos limitados. Con base en la misma, se fija el parámetro siguiente para representar la tasa de notificación

$$\tau = -\ln(-(0.91 - 1)) = 2.408$$

Maunder *et al.* (2007) estimaron tasas de notificación de 0,5 a 0,7 para el barrilete a partir de experimentos de siembra de marcas; disminuyeron con el tamaño de los peces. Hoyle (2011) encontró tasas de notificación bajas, alrededor del 50%.

Se modelaron las marcas durante 18 meses solamente para reducir los cálculos y evitar los sesgos que podrían resultar de ajustes a una larga serie de recuperaciones observadas nulas. El modelo fue ejecutado con y sin datos de esfuerzo para determinar si éstos explican la variación adicional en las recapturas. Los datos de esfuerzo consisten en el número de días de pesca, usando lances cerqueros sobre objetos flotan-

tes o no asociados. El esfuerzo usado con los datos de marcado históricos provino de las zonas de la CIAT de medición de composición por talla 1, 2, 4, y 8, y con los recientes de las zonas 7 y 9. Estas zonas corresponden aproximadamente a las zonas de liberación, y son dos de las zonas propuestas para subpoblaciones en evaluaciones futuras de la población de barrilete.

5. RESULTADOS

El modelo se ajusta a las capturas razonablemente bien (Figura 2), tal como se esperaba, ya que se modela la variación temporal en la mortalidad por pesca, y las marcas no permanecen en la población mucho tiempo. La mortalidad por pesca es altamente variable a lo largo del tiempo (Figura 3), y la desviación estándar de la desviación temporal de la mortalidad por pesca en la escala logarítmica fue 1,36 en el caso de los datos históricos y 1,06 en aquel de los recientes. El parámetro de escala de la mortalidad por pesca al mes de liberación para ajustar por ausencia de mezcla fue sustancialmente mayor que uno en la mayoría de los viajes en el caso de los datos históricos, pero no los datos recientes (Tabla 5). Algunos de los períodos de tiempo no incluyeron recapturas, por lo que se cuenta con poca información, o ninguna, sobre la mortalidad de pesca de esos periodos (Figura 3). La mortalidad por pesca mensual máxima, no incluyendo el escalador por ausencia de mezcla, fue 0,65 en el caso de los datos históricos y 0,20 en aquel de los recientes. Se estimó μ_F en 0,021 y 0,016, lo cual no cuenta con una corrección de sesgo lognormal, y el promedio calculado para el tiempo entero es 0,044 y 0,024 para los datos históricos y recientes, respectivamente. Del promedio calculado solamente para períodos de tiempo en los que la desviación temporal no fue cero (hecho o sea, períodos de tiempo para los cuales existe información en las recapturas) es mayor en 0,049 y 0,025. Existe una gran cantidad de incertidumbre en las estimaciones de la mortalidad por pesca (Figura 4), con coeficientes de variación (CV) alrededor de 40% a 140%.

Los resultados son similares cuando la mortalidad por pesca es proporcional al esfuerzo. En el caso de los datos de marcado histórico, el negativo del logaritmo de la verosimilitud aumenta a 381,1 de 372,7 al incluir los datos de esfuerzo, lo cual indica que los datos de esfuerzo de pesca no se relacionan con la mortalidad por pesca experimentada por estos barriletes marcados. En el caso de los datos de marcado reciente, el negativo del logaritmo de la verosimilitud disminuye a 150,6 de 163,0 al incluir los datos de esfuerzo, lo cual indica que los datos de esfuerzo de pesca se relacionan en cierto grado con la mortalidad por pesca experimentada por estos barriletes marcados. No obstante, la desviación estándar de la distribución de los efectos aleatorios de las desviaciones de la mortalidad por pesca disminuye solamente a 0,80 de 1,06, lo cual indica que existe todavía mucha variación no explicada en la mortalidad por pesca de estos barriletes marcados.

6. DISCUSIÓN

Las estimaciones de la mortalidad por pesca basadas en datos de marcado contienen una gran cantidad de variabilidad temporal e incertidumbre. Añadir datos de esfuerzo no mejoró el análisis sustancialmente. El presente análisis sugiere que es poco probable que los datos históricos de marcado brinden una cantidad sustancial de información sobre la mortalidad por pesca para mejorar la evaluación de la población de barrilete. No obstante, existen diferencias espaciales en algunos de los viajes de marcado histórico, y en vista de la posibilidad de desplazamientos limitados de barrilete y efectos locales del esfuerzo de pesca, se podría refinar más el análisis mediante la segregación espacial de los datos y la adición de datos de captura. Los datos de captura brindarán más información sobre la variabilidad temporal de la mortalidad por pesca, permitiendo a los datos de marcado informar los niveles absolutos de mortalidad por pesca. La evaluación del barrilete planeada, que analizará simultáneamente los datos de captura, composición por talla, y marcado, usará una estructura espacial.

Bajo el supuesto que la pérdida de marcas, la mortalidad por marcado, y la tasa de notificación son iguales para los datos históricos y recientes, el análisis indica que las tasas recientes de mortalidad por pesca en la zona de marcado reciente son más bajas que las tasas históricas de mortalidad por pesca en las zonas de marcado histórico. No obstante, es probable que las tasas de notificación sean diferentes, que es posible que las demás cantidades también lo sean.

Parece existir una cantidad sustancial de desplazamiento, indicado por los datos de marcado (Figura 5), pero se ignora el alcance verdadero de los desplazamientos, debido a que una gran proporción de la información de recaptura es incorrecta, a causa de errores en los informes del nombre del buque y/o el número de la bodega de la cual se recuperó el pescado marcado. Por lo tanto, no queda claro si el supuesto que todas las marcas son recapturadas en la zona donde fueron liberadas es válido, o cómo la violación de este supuesto sesgará los resultados de la evaluación de la población.

La digitación de información detallada sobre las liberaciones individuales en los datos históricos permitiría un análisis más detallado de la información, y facilitaría su integración en el modelo de evaluación de poblaciones. No obstante, un estudio de marcado exhaustivo y bien planeado y ejecutado es probablemente la única forma de obtener una evaluación adecuada de la población de atún barrilete en el OPO.

7. RECONOCIMIENTOS

William Bayliff suministró los datos de marcado históricos. Kurt Schaefer y Dan Fuller proporcionaron los datos de marcado recientes. William Bayliff y Patrick Tomlinson compartieron sus conocimientos de las pesquerías y los datos de.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Bayliff, W.H. 1988. Crecimiento de los atunes barrilete, *Katsuwonus pelamis*, y aleta amarilla, *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico oriental, estimada a partir de datos de marcado. Inter-American Tropical Tuna Commission, Bulletin, 19 (4): 307-385.
- Bayliff, W.H. y Mobrand, L.M. 1972. Estimaciones de las tasas de pérdida de las marcas de dardo de atunes aleta amarilla. Inter-American Tropical Tuna Commission, Bulletin, 15 (5): 441-462.
- Hoyle, S.D. 2011. Tag reporting rate prior distributions for the 2011 bigeye, yellowfin, and skipjack stock assessments. WCPFC-SC7-2011/SA-IP-10.
- Maunder, M.N. 2002. Crecimiento del atún barrilete (*Katsuwonus pelamis*) en el Océano Pacífico oriental, estimado a partir de datos de marcado. Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin, 22(2): 93-131.
- Maunder, M.N. y Harley, S.J. 2005. Condición del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental en 2003 y perspectivas para 2004. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 5.
- Maunder, M.N., K. Schaefer, D. Fuller, y E. Altamirano Nieto. 2007. Estimating tag reporting and tag shedding for tunas in the EPO. In Maunder, M.N. (compilador) Report of the Inter-American Tropical Tuna Commission Workshop on Using Tagging Data for Fisheries Stock Assessment and Management. <http://www.iattc.org/PDFFiles2/Tagging-WS-Oct-2007-Report-ENG.pdf>.

REFERENCE POINTS, DECISION RULES, AND MANAGEMENT STRATEGY EVALUATION FOR TUNAS AND ASSOCIATED SPECIES IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN

Mark N. Maunder

1. INTRODUCTION

The Antigua Convention commits the IATTC to applying the precautionary approach, in accordance with the United Nations Fish Stocks Agreement (UNFSA):

“The members of the Commission, directly and through the Commission, shall apply the precautionary approach, as described in the relevant provisions of the Code of Conduct and/or the 1995 UN Fish Stocks Agreement, for the conservation, management and sustainable use of fish stocks covered by this Convention.” ([Article IV of the Antigua Convention](#)).

The UNFSA states that reference points:

“Limit reference points set boundaries which are intended to constrain harvesting within safe biological limits within which the stocks can produce maximum sustainable yield. Target reference points are intended to meet management objectives.” (Annex II of the United Nations Fish Stocks Agreement (UNFSA 1995))

and decision rules should be used:

“Such reference points shall be used to trigger pre-agreed conservation and management action.” (Annex II UNFSA 1995)

The UNFSA further defines how reference points should be used in decision rules:

“Fishery management strategies shall ensure that the risk of exceeding limit reference points is very low. If a stock falls below a limit reference point or is at risk of falling below such a reference point, conservation and management action should be initiated to facilitate stock recovery. Fishery management strategies shall ensure that target reference points are not exceeded on average.” (Annex II UNFSA 1995)

The UNFSA provides minimum standards for some reference points:

“The fishing mortality rate which generates maximum sustainable yield should be regarded as a minimum standard for limit reference points.” (Annex II UNFSA 1995)

and decision rules:

“For stocks which are not overfished, fishery management strategies shall ensure that fishing mortality does not exceed that which corresponds to maximum sustainable yield” (Annex II UNFSA 1995)

Both the UNFSA and the Antigua Convention explicitly state that the amount of uncertainty should be taken into consideration when taking management action, and therefore it should be part of the decision rule:

“In particular, the members of the Commission shall be more cautious when information is uncertain, unreliable or inadequate. The absence of adequate scientific information shall not be used as a reason for postponing or failing to take conservation and management measures.” ([Article IV of the Antigua Convention](#))

Reference points and decision rules have become a common part of fisheries management worldwide, but there is a large amount of variation among the different management agencies. The IATTC has historically used an informal decision rule that is based on adjusting effort to correspond to a fishing mortality that produces maximum sustainable yield (F_{MSY}), implying that F_{MSY} is a target reference point

(TRP). This is inconsistent with the precautionary approach, which states that F_{MSY} is a limit reference point (LRP), and LRPs should have a low probability of being exceeded. Given the uncertainty in assessing a stocks status and the natural variability of stocks and fisheries, a strict interpretation of a LRP invalidates F_{MSY} as a TRP. The spawning biomass corresponding to maximum sustainable yield (B_{MSY}) has also been used as an informal reference point, but it is not clear if B_{MSY} has been used as a target or a limit reference point. These informal reference points are based on the original IATTC Convention of 1949, which states that the goal of management is to maintain stocks at levels that support maximum sustainable yield:

“... to facilitate maintaining the populations of these fishes at a level which will permit maximum sustained catches year after year ...” (1949 IATTC Convention)

“Recommend from time to time, on the basis of scientific investigations, proposals for joint action by the High Contracting Parties designed to keep the populations of fishes covered by this Convention at those levels of abundance which will permit the maximum sustained catch.” (1949 IATTC Convention)

One interpretation of the 1949 Convention is that the biomass must be at or above B_{MSY} otherwise MSY cannot be taken. One complication of the use of MSY in the tuna fisheries of the eastern Pacific Ocean is that MSY quantities are sensitive to the age of the fish that are captured, which has changed over time as the methods used to catch tuna have changed (Maunder 2002).

MSY may not necessarily be the desired management goal and reference points and decision rules should be tailored to the management goal(s). The precautionary approach considers MSY-based reference points as limits, which implies that managing the stock below B_{MSY} or with fishing mortalities higher than F_{MSY} is not desirable. However, a stock can be managed sustainably below B_{MSY} and with fishing mortalities above F_{MSY} and there have been many stocks that have a long sustainable history at these levels. The catch levels may be lower than optimal because of suboptimal yield per recruit or reduced recruitment, but they are still sustainable, although with a theoretically higher probability of collapse, and may satisfy other societal goals (e.g. high catches of other species, as in the case of skipjack harvested in sets on fish-aggregating devices (FADs) that also catch bigeye and yellowfin tuna).

The implementation of the Antigua Convention and the commitment to the precautionary approach requires the formal use of reference points and decision rules by the IATTC for management of tuna and associated species in the EPO. The choice of appropriate reference points and decision rules requires detailed evaluation through management strategy evaluation (MSE), while remaining within the constraints of the precautionary approach. MSE is a well-developed approach in fisheries science (Butterworth *et al.* 1997; De Oliveira *et al.* 1998; Butterworth and Punt 1999), but requires a significant amount of staff time and computational resources to carry out. In this document we present alternative reference points and decision rules that could be included in future MSE work.

2. REFERENCE POINTS

Reference points are generally categorized by the type of reference point (target or limit) and the quantity that they measure (biomass or fishing mortality). In general, LRPs indicate states that management does not wish to exceed due to possible undesirable consequences and TRPs indicate states that management wishes to obtain to maximize benefits from the fishery. Alternative quantities to biomass and fishing mortality can and have been used for reference points, but their use is uncommon. The precautionary approach states that “Fishery management strategies shall ensure that the risk of exceeding limit reference points is very low”, indicating that LRPs should be substantially different from TRPs given the typical uncertainty in estimating fish stock status and the variability in fish populations and fisheries. Given that the precautionary approach states that “The fishing mortality rate which generates maximum sustainable yield should be regarded as a minimum standard for limit reference points”, any LRP based on fishing mortality should be at most F_{MSY} , and the TRP lower than F_{MSY} . By analogy (and since F_{MSY} and B_{MSY} are

linked in equilibrium in such a way that, if F_{MSY} cannot be a target, neither can B_{MSY}), but not explicitly stated in the precautionary approach, any biomass-based LRP should be at least B_{MSY} , and the TRP should be considerably higher than B_{MSY} . This implies that in general fishing is carried out at a level (possibly substantially) below MSY, and that MSY can only be obtained if uncertainty is negligible, which is consistent with the intent of the precautionary approach. It also suggests that TRPs should be defined based on the assessment uncertainty, so that, as the assessment uncertainty reduces, the TRP should get closer to the LRP.

The calculation of MSY and the associated reference points requires knowledge of several biological (*e.g.* growth, natural mortality, stock-recruitment relationship) and fishery (*e.g.* selectivity) related quantities. For many stocks, some of these quantities are not available, and managers use proxy reference points (Clark 1991, 1993, 2002). In particular, the stock-recruitment relationship is difficult to estimate, and precautionary reference points based on spawner per recruit (SPR) are used. These proxies are designed to work in a precautionary sense for a range of life histories, and do not require knowledge of the stock-recruitment relationship. An alternative approach is to estimate the MSY based quantities assuming a precautionary value for the steepness of the stock-recruitment relationship. Zhu *et al.* (2012) showed that, due to the yield curve being flat when steepness is high, the risk of loss in equilibrium yield is lower if steepness is under-estimated rather than over-estimated. However, there may be loss in short-term yield if fishing mortality has to be reduced.

For some stocks, the absolute level of the population size and fishing mortality is difficult to estimate and standard reference points are not appropriate. In this case, reference points based on historical biomass or fishing mortality levels may provide LRPs based on the assumption that those levels occurred in the past and the population remained sustainable, but the outcome is unknown if they are exceeded.

Several reference points are described in Table 1.

3. DECISION RULES

A decision rule specifies the action that is taken given the current status of the fishery. Decision rules can be as simple as taking a constant proportion of the population to more complex rules such as those that accelerate rebuilding when the population is overfished. Decision rules can control several different quantities (*e.g.* fishing mortality, catch), which may relate to other quantities that are more practical to implement (*e.g.* effort, landings). A common decision rule is fishing mortality as a function of biomass, using biomass-based reference points to control changes in the fishing mortality. Figure 1 illustrates such a decision rule, where the fishing mortality is reduced linearly with biomass when the stock is below the biomass-based TRP and fishing ceases when the biomass is below the biomass-based LRP.

The minimum standards outlined in the precautionary approach can be used to define a decision rule based on the following guidelines:

1. B_{MSY} should be considered a limit;
2. The risk of exceeding the limit reference point should be very low;
3. Fishing mortality should not exceed F_{MSY} .

Interpreting these guidelines, B_{MSY} should be the LRP, the TRP should be above B_{MSY} so that the probability of falling below the LRP is low (*e.g.* use the upper x% of the confidence interval (CI) on B_{MSY}), fishing mortality should equal F_{MSY} above the TRP. The choices that need to be made are x%, the fishing mortality at the LRP, and the fishing mortality below the LRP. If the LRP is B_{MSY} , it is unreasonable to cease fishing when the stock is below B_{MSY} , so a simple assumption could be that fishing mortality declines linearly to zero below the LRP. This decision rule is shown in Figure 2. Another option could be that fishing mortality is set to zero at the lowest historical biomass.

A simple rule could be to set the fishing mortality rate at a precautionary level (*e.g.* $F_{MSYx\%}$ or $F_{MSYh=x}$) independent of the biomass level. If a population is depleted below B_{MSY} and fishing remains at F_{MSY} ,

theoretically the population will rebuild back to B_{MSY} . If F_{MSY} is replaced with a precautionary value, then the population will rebuild faster than if F_{MSY} is used, assuming no estimation or implementation error. The precautionary approach allows for the fishing mortality to be equal to F_{MSY} if the population is above the limit reference point. However, if B_{MSY} is the LRP, this would not result in a low probability of exceeding the LRP. If $F_{MSYx\%}$ is used, then the fishing mortality would get closer to F_{MSY} as the uncertainty is reduced (*e.g.* due to improved data). The presence of a flat yield curve may result in inefficient (low catch-per-unit-of-effort) fishing mortality rates as they approach F_{MSY} , so a target fishing mortality more consistent with management objectives may be desirable as the uncertainty is reduced.

4. OTHER CONSIDERATIONS

Reference points and decision rules are related to the Kobe Plot. The Kobe Plot (see Maunder 2012) represents the status of the stock in terms of biomass (x-axis) and fishing mortality (y-axis). The plot is divided into quadrants based on biomass and fishing mortality corresponding to MSY. The lower right quadrant is the desirable status of the stock implying that the MSY-based reference points are limit reference points with management action occurring if the stock is not in this quadrant.

Many reference points are dependent on the age-specific selectivity of the fisheries (Maunder 2002). If the selectivity changes (*e.g.* if there are multiple fisheries with different selectivities and the allocation of effort among gears change) then the reference point will also change.

Reference points and decision rules are generally developed for a single species. However, most fisheries capture multiple species. This complicates the use of reference points and decision rules because they will differ among species as will the status of each species. Strict application of the precautionary approach may severely constrain catch of some target species due to catch of other species.

4.1. Management strategy evaluation

Management Strategy Evaluation (MSE) is a comprehensive approach to evaluating decision rules (Butterworth *et al.* 1997; De Oliveira *et al.* 1998; Butterworth and Punt 1999). Simulation analysis is used to test the performance of a complete management system under different possible states of nature. The management system includes the data that are collected, the method used to analyze the data, and the decision rule used to determine the management action. This means that MSE takes into consideration the uncertainty of estimating the population status and the reference points. The Kobe matrix (see Maunder 2012) is a form of MSE in which performance measures (such as the probability that a stock remains above LRP) are evaluated in a probabilistic setting (taking into account possible states of nature) under a range of alternative decision rules (such as level of fishing effort). The Kobe matrix differs from a traditional decision table in that it presents strategies that produce a set of prescribed probabilities of exceeding a LRP rather than the probability of exceeding a LRP (in this case) for prescribed management strategies. Therefore, the Kobe matrix is more complicated to calculate and difficult to fit into the decision rule framework.

5. DISCUSSION

The Antigua Convention commits the IATTC to apply the precautionary approach, in accordance with the United Nations Fish Stocks Agreement (UNFSA), which requires the use of reference points and decision rules. It also puts several constraints on the construction of the reference points and decision rules. These constraints may not necessarily be desirable and may be too precautionary, particularly when managing multiple species. Comprehensive management strategy evaluation should be used to identify the most appropriate reference points and decision rules. However, candidate reference points and decision rules need to be chosen before the MSE can be conducted. These candidates need to address the exploitative and sustainability considerations of the fishery. Many aspects of the decision rules are arbitrary (*e.g.* the x's in $B_{x\%}$, $B_{MSYh=x}$, $B_{MSYx\%}$) and it is not possible to make objective decisions about these aspects based on scientific information alone. Therefore, managers need to decide what candidate decision rules they consider reasonable and the criteria that should be used to evaluate them within a MSE.

To encourage the development of a set of candidate decision rules we provide some suggestions based on the decision rule illustrated in Figure 2. Following the precautionary approach, the LRP = B_{MSY} and the fishing mortality above the TRP is F_{MSY} . The alternatives are the a) TRP, b) fishing mortality at the LRP, and c) biomass when the fishing mortality is zero. Alternative candidates could be simple rules based on using the values for F_{LRP} for all biomass levels.

Quantity	Candidate	Description
TRP	$B_{MSY,h=0.75}$	B_{MSY} calculated with steepness of the stock-recruitment relationship set at 0.75
	$B_{MSY,20\%}$	The 20% percentile of the confidence interval of B_{MSY}
	$B_{MSY,F=0.9FMSY}$	Equilibrium biomass calculated fishing at 90% of F_{MSY}
F_{LRP}	$F_{MSY,h=0.75}$	F_{MSY} calculated with steepness of the stock-recruitment relationship set at 0.75
	$F_{MSY,20\%}$	The 20% percentile of the confidence interval of F_{MSY}
	$0.9F_{MSY}$	F_{MSY} multiplied by 0.9
$B_{F=0}$	0	Biomass is equal to zero
	B_{min}	The lowest observed biomass

REFERENCES–REFERENCIAS

- Butterworth DS, Cochrane KL, De Oliveira JAA (1997) Management procedures: a better way to management fisheries? The South African experience. In: Pikitch EL, Huppert DD, Sissenwine MP (eds) Global Trends: Fisheries Management. American Fisheries Society Symposium 20, Bethesda, pp 83–90.
- Butterworth DS, Punt AE (1999) Experiences in the evaluation and implementation of management procedures. ICES Journal of Marine Science 56:985–998.
- Clark, W.G., 1991. Groundfish exploitation rates based on life history parameters. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 48, 734–750.
- Clark, W.G., 1993. The effect of recruitment variability on the choice of a target level of spawning biomass per recruit. In: Kruse, G., Marasco, R.J., Pautzke, C., Quinn II, T.J. (Eds.), Proceedings of the International Symposium on Management Strategies for Exploited Fish Populations. University of Alaska, Alaska Sea Grant College Program Rep. 93-02, Fairbanks, Alaska, pp. 233–246.
- Clark, W.G., 2002. F35% revisited ten years later. N. Am. J. Fish. Manage. 22, 251–257.
- De Oliveira JAA, Butterworth DS, Johnston SJ (1998) Progress and problems in the application of management procedures to South Africa's major fisheries. In: Funk F, Quinn II TJ, Heifetz J, Ianelli JN, Powers JE, Schweigert JJ, Sullivan PJ, Zhang CI (eds) Fishery Stock Assessment Models. Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-98-01, University of Alaska Fairbanks, pp 513–530.
- Lee, H-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. (2012) Can steepness of the stock-recruitment relationship be estimated in fishery stock assessment models? Fisheries Research 125-126: 254-261.
- Maunder, M.N. (2002). The relationship between fishing methods, fisheries management and the estimation of MSY. Fish and Fisheries, 3: 251-260.
- Maunder , M.N. and Aires-da-Silva, A. (2012) [Evaluation of the Kobe plot and strategy matrix and their application to tuna in the EPO](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 12: 191-211.
- Zhu, J-F, Chen, Y., Dai, X.J., Harley, S.J., Hoyle, S.D., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A. (2012). Implications of uncertainty in the spawner-recruitment relationship for fisheries management: an illustration using bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern Pacific Ocean. Fisheries Research 119– 120: 89– 93.

TABLE 1. Candidate reference points.
TABLA 1. Candidatos de puntos de referencia.

Ref. point	Limit/Target	Quantity	Description
F_{MSY}	Limit	F	F that corresponds to MSY
B_{MSY}	Limit	B	B that corresponds to MSY
$SPR_{x\%}$	Target/Limit	B	B that corresponds to $SPR/SPR_{F=0} = x$
$F_{SPRx\%}$	Target/Limit	B	F that corresponds to $SPR/SPR_{F=0} = x$
$B_{MSYx\%}$	Target	B	The (upper) x% of the CI for B that corresponds to MSY
$F_{MSYx\%}$	Target	F	The (lower) x% of the CI for F that corresponds to MSY
$B_{x\%}$	Limit	B	The (lower) x percentile of the historic biomass estimates
$F_{x\%}$	Limit	F	The (upper) x percentile of the historic fishing mortality estimates
$B_{MSYh=x}$	Target	B	The biomass corresponding to MSY when steepness of the stock-recruitment relationship is set at a precautionary level
$F_{MSYh=x}$	Target	F	The fishing mortality corresponding to MSY when steepness of the stock-recruitment relationship is set at a precautionary level

Punto de referencia	Límite /Objetivo	Cantidad	Descripción
F_{RMS}	Límite	F	F correspondiente al RMS
B_{RMS}	Límite	B	B correspondiente al RMS
$SPR_{x\%}$	Objetivo/ Límite	B	B correspondiente al $RPR/SPR_{F=0} = x$
$F_{SPRx\%}$	Objetivo/ Límite	B	F correspondiente al $RPR/SPR_{F=0} = x$
$B_{RMSx\%}$	Objetivo	B	El x% (superior) del IC para B correspondiente al RMS
$F_{RMSx\%}$	Objetivo	F	El x% (inferior) del IC para F correspondiente al RMS
$B_{x\%}$	Límite	B	El percentil x (inferior) de las estimaciones de biomasa histórica
$F_{x\%}$	Límite	F	El percentil x (superior) de las estimaciones de biomasa histórica
$B_{RMSh=x}$	Objetivo	B	La biomasa correspondiente al RMS cuando se fija la inclinación de la relación población-reclutamiento en un valor precautorio
$F_{RMSh=x}$	Objetivo	F	La mortalidad por pesca correspondiente al RMS cuando se fija la inclinación de la relación población-reclutamiento en un valor precautorio

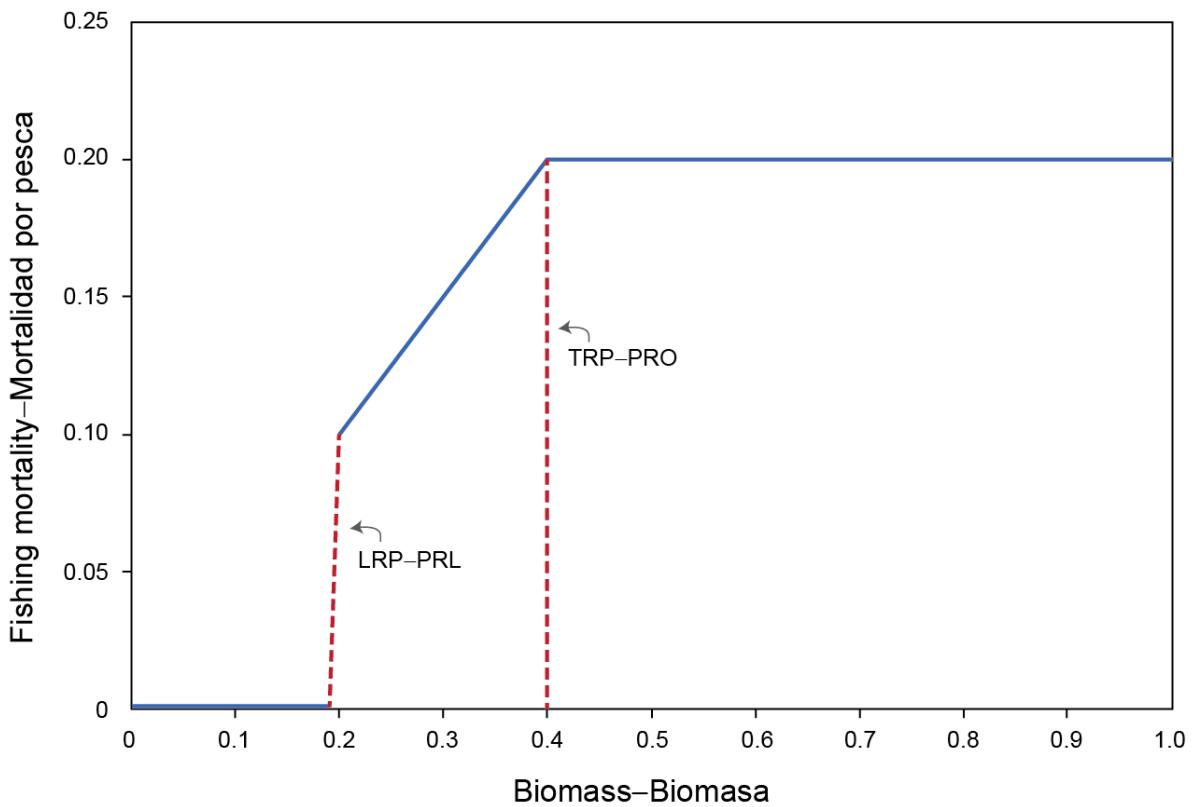


FIGURE 1. Example decision rule that accelerates the rebuilding of the stock when the biomass is below the biomass based TRP and ceases fishing if the biomass is below the biomass-based limit reference points.

FIGURA 1. Ejemplo de regla de decisión que acelera la reconstrucción de la población cuando la biomasa está por debajo del PRO y la pesca cesa si la biomasa está por debajo a los puntos de referencia límite basados en biomasa.

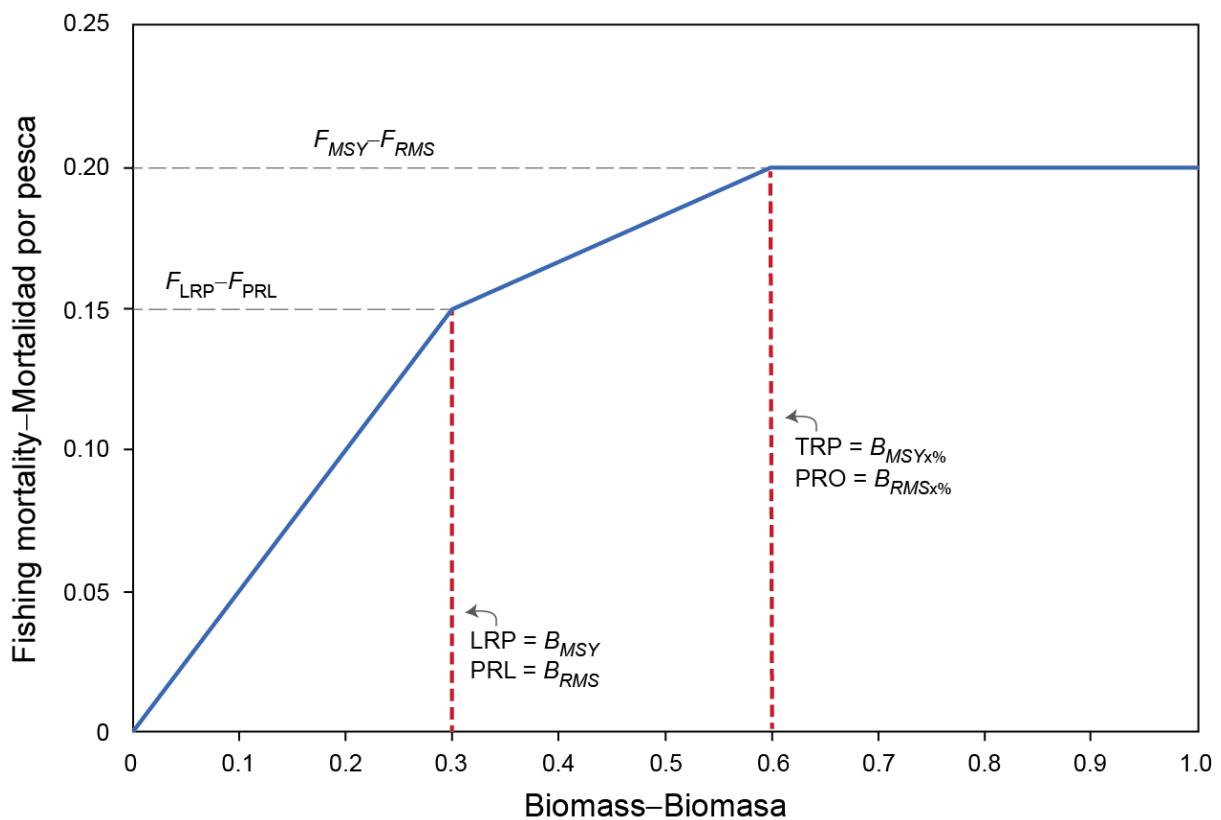


FIGURE 2. Decision rule based on the precautionary approach guidelines. F_{LRP} is the fishing mortality rate at the LRP. $B_{MSYx\%}$ is the (upper) x% of the confidence interval on B_{MSY} .

FIGURA 2. Reglas de decisión basada en las directrices del criterio de precaución. F_{LRP} esta tasa de mortalidad por pesca en el PRL. $B_{RMSx\%}$ es el x% (superior) del intervalo de confianza en B_{RMS} .

PUNTOS DE REFERENCIA, REGLAS DE DECISIÓN, Y EVALUACIONES DE ESTRATEGIA DE ORDENACIÓN PARA LOS ATUNES Y ESPECIES ASOCIADAS EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

Mark N. Maunder

1. INTRODUCCIÓN

La Convención de Antigua compromete a la CIAT a aplicar el criterio de precaución, de conformidad con el Acuerdo de las Naciones Unidas sobre poblaciones de peces (ANUPP):

« Los miembros de la Comisión, directamente y a través de la Comisión, aplicarán el criterio de precaución, descrito en las disposiciones pertinentes del Código de Conducta y/o el Acuerdo de las Naciones Unidas sobre Poblaciones de Peces de 1995, a la conservación, administración y uso sostenible de las poblaciones de peces abarcadas por esta Convención. » ([Artículo IV de la Convención de Antigua](#))

El ANUPP establece que se deberían usar puntos de referencia:

« Los niveles de referencia de límite establecen fronteras destinadas a circunscribir las capturas dentro de unos límites biológicos que puedan asegurar el rendimiento máximo sostenible de las poblaciones. Los niveles de referencia de objetivo responden a objetivos de ordenación. » (Anexo 2 del Acuerdo de las Naciones Unidas sobre poblaciones de peces (ANUPP 1995))

y reglas de decisión:

« Estos niveles de referencia deben utilizarse como señal para iniciar las medidas de conservación y ordenación previamente convenidas. » (Anexo II ANUPP 1995)

El ANUPP define además cómo se deberían usar los puntos de referencia en las reglas de decisión:

« Las estrategias de ordenación de las pesquerías deben concebirse de manera tal que el riesgo de exceder los niveles de referencia de límite sea muy pequeño. Si una población desciende o está a punto de descender por debajo del nivel de referencia de límite, deberían iniciarse las medidas de conservación y de ordenación a fin de facilitar la renovación de las poblaciones. Las estrategias de ordenación deben garantizar que, de manera general, no se excedan los niveles de referencia de objetivo » (Anexo II ANUPP 1995)

El ANUPP establece normas mínimas para ciertos puntos de referencia:

« El índice de mortalidad debido a la pesca que permita asegurar el rendimiento máximo sostenible debería considerarse como la norma mínima para los niveles de referencia de límite. » (Anexo II ANUPP 1995)

y reglas de decisión:

« Para las poblaciones que no sean objeto de sobreexplotación, las estrategias de ordenación de las pesquerías deben garantizar que la mortalidad debida a la pesca no sea mayor que la que permite asegurar el rendimiento máximo sostenible » (Anexo II ANUPP 1995)

Tanto el ANUPP como la Convención de Antigua disponen explícitamente que el nivel de incertidumbre debería ser tomado en consideración al tomar acciones de ordenación, y por lo tanto debería formar parte de la regla de decisión:

« En particular, los miembros de la Comisión deberán ser especialmente prudentes cuando la información sea incierta, poco fiable o inadecuada. La falta de información científica adecuada no se aducirá como razón para aplazar la adopción de medidas de conservación y administración o para no adoptarlas. » ([Artículo IV de la Convención de Antigua](#))

Los puntos de referencia y las reglas de decisión son ahora un elemento común de la ordenación de la pesca en todo el mundo, pero existe mucha variación entre las distintas agencias de ordenación. Históricamente, la CIAT ha usado una regla de decisión informal que se basa en ajustar al esfuerzo para corresponder a una mortalidad por pesca que produce el rendimiento máximo sostenible (F_{RMS}), lo cual implica que F_{RMS} es un punto de referencia objetivo (PRO). Esto es inconsistente con el criterio de precaución, que establece que F_{RMS} es un punto de referencia límite (PRL), y los PRL deberían tener una baja probabilidad de ser rebasados. En vista de la incertidumbre en las evaluaciones de la condición de las poblaciones y la variabilidad natural de las poblaciones y las pesquerías, una interpretación estricta de un PRL invalida F_{RMS} como PRO. La biomasa reproductora correspondiente al rendimiento máximo sostenible (B_{RMS}) también ha sido usada como punto de referencia informal, pero no queda claro si B_{RMS} ha sido usada como punto de referencia objetivo o límite. Estos puntos de referencia informales se basan en la Convención de la CIAT de 1949, que establece que la meta de la ordenación es mantener las poblaciones en niveles que produzcan al rendimiento máximo sostenible (RMS):

« ... que faciliten el mantenimiento de las poblaciones de estos peces en un nivel que permita un continuo aprovechamiento máximo año tras año, ... » (Convención de la CIAT de 1949)

« Recomendar en su oportunidad, a base de investigaciones científicas, la acción conjunta necesaria de las Altas Partes Contratantes para fines de mantener las poblaciones de peces que abarca esta Convención en el nivel de abundancia que permita la pesca máxima constante. » (Convención de la CIAT de 1949)

Una interpretación de la Convención de 1949 es que la biomasa debe estar en B_{RMS} , o por encima de ese nivel, de otra forma el RMS no puede ser capturado. Una complicación del uso de las pesquerías atuneras del Océano Pacífico oriental (OPO) es que las cantidades de RMS son sensibles a la edad de los peces capturados, que ha cambiado a lo largo del tiempo a medida que han cambiado los métodos usados para capturar atunes (Maunder 2002).

El RMS no es necesariamente la meta deseada de la ordenación, y los puntos de referencia y las reglas de decisión deberían ser ajustados a los objetivos de la ordenación. El criterio de precaución considera a los puntos de referencia basados en RMS, lo cual implica que gestionar la población debajo de B_{RMS} o con una mortalidad por pesca mayor que F_{RMS} no es deseable. No obstante, la población puede ser gestionada de forma sostenible debajo de B_{RMS} , y con la mortalidad por pesca encima de F_{RMS} , y hay muchas poblaciones con un largo historial sostenible en esos niveles. Los niveles de captura podrían ser inferiores al óptimo debido a un rendimiento por recluta subóptimo o un reclutamiento reducido, pero son todavía sostenibles, aunque con una probabilidad teóricamente mayor de colapsar, y podrían satisfacer otras metas societales (por ejemplo, capturas altas de otras especies, como en el caso del barrilete capturado en lances sobre dispositivos agregadores de peces (« plantados ») que también capturan atunes patudo y aleta amarilla).

La implementación de la Convención de Antigua y el compromiso al criterio de precaución requiere el uso formal de puntos de referencia y reglas de decisión por la CIAT para la ordenación de los atunes y especies asociadas en el OPO. La elección de los puntos de referencia y reglas de decisión apropiados requiere una evaluación detallada mediante una evaluación de estrategias de ordenación (EEO), y al mismo tiempo no exceder las limitaciones del criterio de precaución. La EEO es una metodología bien desarrollada en la ciencia pesquera (Butterworth *et al.* 1997; De Oliveira *et al.* 1998; Butterworth and Punt 1999), pero llevarla a cabo exige una cantidad importante del tiempo del personal y de recursos informáticos. En este documento presentamos puntos de referencia y reglas de decisión alternativos que podrían ser incluidos en trabajos futuros de EEO.

2. PUNTOS DE REFERENCIA

Los puntos de referencia son generalmente categorizados por el tipo de punto de referencia (objetivo o límite) y la cantidad que miden (biomasa o mortalidad por pesca). En general, los LRP indican estados que la ordenación no desea exceder debido a posibles consecuencias no deseables, y los TRP indican

estados que la ordenación desea obtener para maximizar los beneficios de la pesquería. Cantidadas alternativas a la biomasa y mortalidad por pesca pueden ser usadas como puntos de referencia, y así se ha hecho, pero su uso es poco común. El criterio de precaución señala que « las estrategias de ordenación de las pesquerías deben concebirse de manera tal que el riesgo de exceder los niveles de referencia de límite sea muy pequeño », lo cual indica que los LRP deberían ser sustancialmente diferentes de los TRP, dada la incertidumbre típica en la estimación de la condición de poblaciones de peces y la variabilidad en las poblaciones de peces y las pesquerías. En vista de que el criterio de precaución establece que « El índice de mortalidad debido a la pesca que permita asegurar el rendimiento máximo sostenible debería considerarse como la norma mínima para los niveles de referencia de límite », todo PRL basada en mortalidad por pesca debería ser al máximo F_{RMS} , y el PRO menor que F_{RMS} . Por analogía (y ya que F_{RMS} y B_{RMS} están vinculados en equilibrio de tal forma que, si F_{RMS} no puede ser un objetivo, tampoco puede B_{RMS} serlo), pero no manifestado explícitamente en el criterio de precaución, todo PRL basada en biomasa debería ser al menos B_{RMS} , y el PRO debería ser considerablemente mayor que B_{RMS} . Esto implica que en general la pesca es realizada en un nivel inferior al RMS, y posiblemente sustancialmente por debajo del mismo, y que se puede obtener el RMS solamente si la incertidumbre es insignificante, lo cual es consistente con la intención del criterio de precaución. Sugiere también que los TRP deberían ser definidos con base en la incertidumbre de las evaluaciones, de tal forma que, a medida que disminuye dicha incertidumbre, el PRO se acerque al PRL.

El cálculo del RMS y los puntos de referencia asociados exige conocimientos de varias cantidades relacionadas con la biología (por ejemplo, crecimiento, mortalidad natural, relación población-reclutamiento) y la pesca (por ejemplo, selectividad). En el caso de muchas poblaciones, no se dispone de estas cantidades, y para la ordenación se usan sustitutos de puntos de referencia (Clark 1991, 1993, 2002). En particular, la relación población-reclutamiento es difícil de estimar, y se usan puntos de referencia precautorios basados en reproductores por recluta (RPR). Estos sustitutos están diseñados para funcionar en un sentido precautorio para una gama de ciclos vitales, y no requieren conocimientos de la relación población-reclutamiento. Un enfoque alternativo es estimar cantidades basadas en el RMS, suponiendo un valor precautorio para la inclinación de la relación población-reclutamiento. Zhu *et al.* (2012) demostraron que, debido a que la curva de rendimiento es plana cuando la inclinación es alta, el riesgo de pérdida de rendimiento de equilibrio es menor. No obstante, podrían ocurrir pérdidas en el rendimiento a corto plazo si se ha de reducir la mortalidad por pesca.

En el caso de algunas poblaciones, el nivel absoluto del tamaño de la población y la mortalidad por pesca es difícil de estimar, y los puntos de referencia estándar no son apropiados. En este caso, puntos de referencia basados en niveles de biomasa o mortalidad por pesca histórica podrían producir LRP basados en el supuesto que dichos niveles ocurrieron en el pasado y que la población siguió sostenible, pero se ignora el resultado si fuesen rebasados.

En la Tabla 1 se describen varios puntos de referencia.

3. REGLAS DE DECISIÓN

Las reglas de decisión especifican la acción por tomar en vista de la condición actual de la pesquería. Pueden ser tan sencillas como tomar una proporción constante de la población, o más complejas, tales como aquellas que aceleran la reconstrucción de una población que se encuentra sobreexpuesta. Pueden controlar varias cantidadas diferentes (por ejemplo, mortalidad por pesca, captura), que podrían estar relacionadas con otras cantidadas de implementación más prácticas de implementar (por ejemplo, esfuerzo, descargas). Una decisión común es la mortalidad por pesca como función de la biomasa, usando puntos de referencia basados en biomasa para controlar los cambios en la mortalidad por pesca. La Figura 1 ilustra una regla de decisión de este tipo, en la cual la mortalidad por pesca es reducida en forma lineal con la biomasa cuando la población se encuentre por debajo del PRO basado en biomasa, y cesa la pesca cuando la biomasa esté por debajo del PRL basado en biomasa.

Las normas mínimas descritas en el criterio de precaución pueden ser usadas para definir una regla de

decisión, con base en las directrices siguientes:

1. B_{RMS} debería ser considerado como límite;
2. El riesgo de rebasar el punto de referencia límite debería ser muy bajo;
3. La mortalidad por pesca no debería superar F_{RMS} .

Interpretando estas directrices, B_{RMS} debería ser el PRL, el PRO debería estar por encima de B_{RMS} , de manera que la probabilidad de disminuir por debajo del PRL es baja (por ejemplo, usar el x% superior del intervalo de confianza (IC) en B_{RMS}), la mortalidad por pesca debería equivaler a F_{RMS} encima del PRO. Las elecciones que se necesita hacer son x%, la mortalidad por pesca en el PRL, y la mortalidad por pesca debajo del PRL. Si el PRL es B_{RMS} , es poco razonable pensar que pescar cuando la población está por debajo de B_{RMS} , por lo que un supuesto sencillo podría ser que la mortalidad por pesca disminuye de forma lineal a cero por debajo del PRL. En la Figura 2 se ilustra esta regla de decisión. Otra opción sería que se fije la mortalidad por pesca en cero en la biomasa histórica mínima.

Una regla sencilla podría ser fijar la tasa de mortalidad por pesca en un nivel precautorio (por ejemplo, $F_{RMS,x\%}$ or $F_{RMS,h=x}$) independiente del nivel de la biomasa. Si una población es mermada por debajo de B_{RMS} y la pesca sigue en F_{RMS} , teóricamente la población se reconstruirá de nuevo a B_{RMS} . Si se reemplaza F_{RMS} con un valor precautorio, entonces la población se reconstruirá más rápidamente que si se usara F_{RMS} , suponiendo ningún error de estimación o implementación. El criterio de precaución permite que la mortalidad por pesca sea igual a F_{RMS} si la población está por encima del punto de referencia límite. No obstante, si B_{RMS} es el PRL, esto no resultaría en una probabilidad baja de rebasar el PRL. Si se usa $F_{RMS,x\%}$, entonces la mortalidad por pesca se acercaría más a F_{RMS} a medida que se redujera la incertidumbre (por ejemplo debido a datos mejores). La presencia de una curva de rendimiento plana podría resultar en tasas de mortalidad por pesca ineficaces (captura por unidad de esfuerzo baja) a medida que se acercan a F_{RMS} , por lo que podría ser deseable una mortalidad por pesca objetivo más consistente con los objetivos de la ordenación a medida que se reduce la incertidumbre.

4. OTRAS CONSIDERACIONES

Los puntos de referencia y las reglas de decisión están relacionados con la gráfica de Kobe. Dicha gráfica (ver Maunder 2012) representa el estatus de la población en términos de la biomasa (eje x) y mortalidad por pesca (eje y). La gráfica está dividida en cuadrantes basados en la biomasa y la mortalidad por pesca correspondientes al RMS. El cuadrante inferior derecho es el estatus deseable de la población, e implica que los puntos de referencia basados en RMS son puntos de referencia límite, y ocurre acción de ordenación si la población no se encuentra en este cuadrante.

Muchos puntos de referencia dependen de la selectividad por edad de las pesquerías (Maunder 2002). Si cambia la selectividad (por ejemplo, si existen múltiples pesquerías con distintas selectividades y cambia la distribución del esfuerzo entre las artes de pesca), entonces el punto de referencia también cambiará.

Los puntos de referencia y reglas de decisión son generalmente desarrollados para una sola especie. No obstante, la mayoría de las pesquerías capturan múltiples especies. Esto complica el uso de los puntos de referencia y reglas de decisión porque serán diferentes para diferentes especies, al igual que el estatus de cada especie. La aplicación estricta del criterio de precaución podría limitar severamente la captura de algunas especies objetivo debido a la captura de otras especies.

4.1. Evaluación de estrategias de ordenación

La evaluación de estrategias de ordenación (EEO) es un enfoque integral a la evaluación de reglas de decisión (Butterworth *et al.* 1997; De Oliveira *et al.* 1998; Butterworth y Punt 1999). Se usa un análisis de simulación para comprobar el desempeño de un sistema completo de ordenación en distintos estados de naturaleza posibles. El sistema de ordenación debe incluir los datos recolectados, el método usado para analizarlos, y la regla de decisión usada para determinar la acción de ordenación. Esto significa que la EEO toma en consideración la incertidumbre de la estimación del estatus de una población y los puntos

de referencia. La matriz de Kobe (ver Maunder 2012) es una forma de EEO en la cual se evalúan en un ambiente probabilístico (tomando en cuenta los posibles estados de naturaleza) las mediciones del desempeño (tales como la probabilidad que la población permanezca por encima del PRL) bajo una gama de reglas de decisión alternativas (tal como el nivel de esfuerzo de pesca). La matriz de Kobe es diferente de una tabla de decisión tradicional en el sentido que presenta estrategias que producen una serie de probabilidades prescritas de rebasar un PRL más que la probabilidad de rebasar un PRL (en este caso) para estrategias de ordenación prescritas. Por lo tanto, la matriz de Kobe es más complicada de calcular y difícil de incluir en un marco de regla de decisión.

5. DISCUSIÓN

La Convención de Antigua compromete a la CIAT a aplicar el criterio de precaución, de conformidad con el Acuerdo de las Naciones Unidas sobre las poblaciones de peces (ANUPP), que requiere el uso de puntos de referencia y reglas de decisión. También impone varias limitaciones en la construcción de los puntos de referencia y reglas de decisión. Estas limitaciones no necesariamente son deseables, y podrían ser demasiado precautorias, particularmente cuando se gestionan múltiples especies. Se debería usar una evaluación de estrategias de ordenación integral para identificar los puntos de referencia y reglas de decisión más adecuados. No obstante, es necesario seleccionar candidatos de puntos de referencia y reglas de decisión antes de poder llevar a cabo la EEO. Estos candidatos necesitan abordar las consideraciones de explotación y sustentabilidad de la pesquería. Muchos aspectos de las reglas de decisión son arbitrarias (por ejemplo, las x en $B_{x\%}$, $B_{RMS,h=x}$, $B_{RMS,x\%}$), y no es posible tomar decisiones objetivas relativas a estos aspectos con base en información científica solamente. Por lo tanto, los responsables de la ordenación necesitan decidir cuáles candidatos de reglas de decisión consideran razonables, y los criterios que se deberían usar para evaluarlos dentro de una EEO.

A fin de fomentar el desarrollo de un conjunto de candidatos de reglas de decisión, presentamos algunas sugerencias basadas en la regla de decisión en la Figura 2. Siguiendo el criterio de precaución, el PRL = B_{RMS} y la mortalidad por pesca por encima del PRO es F_{RMS} . Las alternativas son a) PRO, b) mortalidad por pesca en el PRL, y c) biomasa cuando la mortalidad por pesca es cero. Los candidatos alternativos podrían ser reglas sencillas basadas en el uso de valores de F_{LRP} para todos los niveles de biomasa.

Cantidad	Candidato	Descripción
PRO	$B_{RMS,h=0.75}$	B_{RMS} calculada con la inclinación de la relación población-reclutamiento fijada en 0.75
	$B_{RMS,20\%}$	El percentil de 20% del intervalo de confianza de B_{RMS}
	$B_{RMS,F=0.9F_{RMS}}$	Biomasa de equilibrio calculada con pesca al 90% de F_{RMS}
F_{LRP}	$F_{RMS,h=0.75}$	F_{RMS} calculada con la inclinación de la relación población-reclutamiento fijada en 0.75
	$F_{RMS,20\%}$	El percentil de 20% del intervalo de confianza de F_{RMS}
	$0.9F_{RMS}$	F_{RMS} multiplicado por 0.9
$B_{F=0}$	0	Biomasa es igual a cero
	B_{\min}	La biomasa más baja observada

REFERENCES–REFERENCIAS

Butterworth DS, Cochrane KL, De Oliveira JAA (1997) Management procedures: a better way to management fisheries? The South African experience. In: Pikitch EL, Huppert DD, Sissenwine MP (eds) Global Trends: Fisheries Management. American Fisheries Society Symposium 20, Bethesda, pp 83–90.

Butterworth DS, Punt AE (1999) Experiences in the evaluation and implementation of management

- procedures. ICES Journal of Marine Science 56:985–998.
- Clark, W.G., 1991. Groundfish exploitation rates based on life history parameters. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 48, 734–750.
- Clark, W.G., 1993. The effect of recruitment variability on the choice of a target level of spawning biomass per recruit. In: Kruse, G., Marasco, R.J., Pautzke, C., Quinn II, T.J. (Eds.), Proceedings of the International Symposium on Management Strategies for Exploited Fish Populations. University of Alaska, Alaska Sea Grant College Program Rep. 93-02, Fairbanks, Alaska, pp. 233–246.
- Clark, W.G., 2002. F35% revisited ten years later. N. Am. J. Fish. Manage. 22, 251–257.
- De Oliveira JAA, Butterworth DS, Johnston SJ (1998) Progress and problems in the application of management procedures to South Africa's major fisheries. In: Funk F, Quinn II TJ, Heifetz J, Ianelli JN, Powers JE, Schweigert JJ, Sullivan PJ, Zhang CI (eds) Fishery Stock Assessment Models. Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-98-01, University of Alaska Fairbanks, pp 513–530.
- Lee, H-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. (2012) Can steepness of the stock-recruitment relationship be estimated in fishery stock assessment models? Fisheries Research 125-126: 254-261.
- Maunder, M.N. (2002). The relationship between fishing methods, fisheries management and the estimation of MSY. Fish and Fisheries, 3: 251-260.
- Maunder , M.N. and Aires-da-Silva, A. (2012) [Evaluation of the Kobe plot and strategy matrix and their application to tuna in the EPO](#). Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 12: 203-211.
- Zhu, J-F, Chen, Y., Dai, X.J., Harley, S.J., Hoyle, S.D., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A. (2012). Implications of uncertainty in the spawner-recruitment relationship for fisheries management: an illustration using bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern Pacific Ocean. Fisheries Research 119– 120: 89– 93.

PROGRESS REPORT ON THE DEVELOPMENT OF POSTSTRATIFIED ESTIMATORS OF TOTAL CATCH FOR THE PURSE-SEINE FISHERY PORT-SAMPLING DATA

Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, Patrick K. Tomlinson, Alexandre Aires-da-Silva,
Alejandro Pérez

1.	Summary.....	121
2.	Introduction.....	121
3.	Background.....	122
4.	Preliminary analysis of stock assessment areas.....	124
5.	Preliminary analysis of poststratification	125
6.	Future work.....	127
	Acknowledgements.....	128
	References	128

1. SUMMARY

This document summarizes progress in the evaluation of the areas used in stock assessments and in poststratification of the port-sampling data for estimating total catches by species. The focus of the work to date has been on purse-seine sets on tunas associated with dolphins. A multivariate regression tree approach was used to simultaneously analyze spatial-temporal pattern in length-frequency distributions and annual trends in catch per unit of effort (CPUE). The four-area stratification that was obtained from this analysis shows similarities to the stock assessment areas currently in use. The preliminary evaluation of poststratification methods for total catch estimation was based on the use of linear and generalized linear models to study spatial and temporal variability in average weight and species count data. The results of these analyses suggest that an estimator of total catch with somewhat fewer strata than that currently in use may be reasonable. Future work will include a sensitivity analysis of the spatial stratification for stock assessment, and additional analysis of poststratification definitions for catch estimation, as well as estimates of variance of total catch.

2. INTRODUCTION

Stratification is used in stock assessment to address differences in stock and fishery dynamics. In general, the fisheries data (catch, CPUE, and age/size-composition data) are stratified (after data collection) to support the assumption that fishery-related parameters (catchability and selectivity) are constant over time. Stratification also can be used during data collection to guard against skewed sample allocations (which might lead to bias) and to minimize variance of the estimators of population totals (*e.g.*, Holt and Smith 1979; Thompson 1992). Thus, the goals of stratification for stock assessment and data collection are often in agreement. However, they may differ if the characteristics of the fisheries have changed over time.

Presently, tuna stock assessment for all tuna species in the eastern Pacific Ocean (EPO) (*e.g.*, Aires-da-Silva and Maunder 2010; Aires-da-Silva and Maunder 2012a; Aires-da-Silva and Maunder 2012b) uses large areas formed by aggregating the spatial strata used in the collection of port-sampling data (*e.g.*, Figure 1a-b). However, as fisheries evolve over time, it is desirable to consider alternative spatial partitions of the EPO. For example, the purse-seine fishery on floating objects in the EPO has expanded considerably offshore since the early 1990s (Watters 1999). By contrast, the sampling strata used for surface fisheries in the EPO were primarily developed in the late 1960s (Suter 2010, and references therein) when the fishery was more coastal (Watters 1999). The fishery at that time was dominated by yellowfin and skipjack tuna catches by purse-seiners setting on tuna associated with dolphins and tuna in unassociated schools, and by pole-and-line vessels. Although these sampling strata were refined in the

late 1990s (Suter 2010), it is worthwhile to reevaluate their utility with the current fisheries, particularly for use in stock assessment for fisheries with a strong offshore component, such as the purse-seine fisheries on floating objects and on dolphins.

Poststratification (*e.g.*, Holt and Smith 1979; Valliant 1993) is a technique used in data analysis to group samples, after the data have been collected, when estimates of population totals are desired for groups whose definitions were not expressly part of the data-collection protocol. A general approach for selecting a poststratified estimator for total catch was presented in Lennert-Cody *et al.* (2011). This document describes the progress in the development of options for defining both areas for stock assessment and poststrata for total catch estimation within those areas. To date this work had focused on the analysis of port-sampling data collected during 2000–2011 for sets on dolphins by size-class 6 (greater than 363 metric tons carrying capacity) vessels for the external review of IATTC yellowfin tuna assessment methods and assumptions in October 2012. This document is organized as follows: Section 3: background information on data collection and poststratification; Section 4: preliminary evaluation of stock assessment areas; Section 5: preliminary evaluation of poststrata; Section 6: work to be undertaken in preparation for the external review.

3. BACKGROUND

3.1. Data collection

Data on the species and size composition of the catches of tuna by purse-seine vessels are collected when vessels arrive in port to unload (Tomlinson 2004; Suter 2010). To ensure that the samples collected are representative of the entire fishery, categories, or ‘strata’, have been established to guide sample collection. These sampling strata are defined by the location of fishing (13 areas, Figure 1a), the month of fishing and the mode of fishing (six modes, based on purse-seine set type and size of vessel), for a total of 936 possible strata. Not all strata have fishing activity in any given year. Samples are collected by stratum according to a ‘two-stage’ approach, where the wells of a vessel are the first stage, and the fish within a well are the second stage. Because the number of wells in a stratum is not known in advance and because some vessels may unload in ports where logistics make sampling prohibitively difficult, wells to be sampled are selected opportunistically. However, a well is sampled only if all the catch it contains is from the same sampling stratum (*i.e.*, same area, month and fishing mode). Over the course of a year, unequal numbers of wells will be sampled per stratum, and not all strata with fishing activity can be sampled due to logistic complications and the level of sampling resources. Nonetheless, as regards yellowfin in dolphin sets, sampling has generally been proportional to the level of fishing effort and catch (Figure 2).

Once a well of a vessel has been selected to be sampled, individual fish are sampled from the well as the catch is unloaded. A number of fish of each species (typically 50) are measured for length. From the same well, and independently of the measured fish, several hundred fish are counted for species composition. The fish sampled from the well are selected one at a time, from an opportunistically established starting point, as circumstances permit. Depending on the port of unloading, some well catches may be sorted by species and weight category before the catches are accessible to IATTC staff for sampling. Catches from these types of unloadings are therefore sampled slightly differently; details of the port-sampling data collection procedures can be found in the appendix of Suter (2010).

3.2. Spatial resolution of the port-sampling data

The feasibility of modifying the stock assessment areas and/or implementing a poststratified estimator for total catch depends in part on the spatial resolution of both the total landed catch (for all species combined) and of the port-sampling data. The total landed catch is allocated to the sampling strata using information from observer data and vessel logbooks. Observer and logbook spatial information is recorded in terms of latitude and longitude, with a coarsest resolution of 5° area (unless completely unavailable). Therefore, the total landed catch generally will be known equally well with respect to the spatial sampling strata as for any spatial poststratification that is similarly derived from combinations of 5° areas.

If the spatial poststrata are large, it is anticipated that most, if not all, port-sample spatial information will be known to the spatial poststratum level. Since 2000 both the sampling area and the 5° area were recorded for most samples. A comparison of the 5° areas of port samples to the actual positions of the sets whose catches went into the sampled wells indicates that about 81% of all samples from 2000-2011 were in agreement with actual set positions at the 5°-area level, and about 97% of all samples were within one 5° area of the 5° area of the corresponding set. Thus, poststratification appears feasible for the 2000-2011 data as long as stock assessment areas and poststrata for estimation of total catch are constructed from combinations of 5° areas.

3.3. Estimators of total catch by species

The current estimator of total catch by species (Tomlinson 2004) has the general form of a ratio-type estimator of the stratum total (*e.g.*, Thompson 1992) based on the amount of the catch in sampled wells. The total estimated annual catch (in weight) of species i ($i = 1, \dots, 3$ for yellowfin, skipjack and bigeye tunas) in sampling stratum h is given by:

$$\begin{aligned}
& \widehat{W}_{hi} = W_h \hat{p}_{hi} \\
&= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{\frac{w_{hij}}{m_{hij}} \frac{n_{hij}}{n_{h,j}}}{\sum_{i=1}^3 \frac{w_{hij}}{m_{hij}} \frac{n_{hij}}{n_{h,j}}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \\
&= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{\bar{w}_{hij} f_{hij}}{\sum_{i=1}^3 \bar{w}_{hij} f_{hij}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \\
&= W_h \frac{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \cdot g(\bar{w}_{hij}, f_{hij}, i = 1, \dots, 3) \right]}{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \right]} \quad (1)
\end{aligned}$$

where W_h is the total weight of all species combined in sampling stratum h (assumed known), \hat{p} is the estimate of the species fraction (derived from weight) in the stratum, W_{hj} is the total weight of all species combined in the j^{th} well sampled from sampling stratum h (also assumed known), $j = 1, \dots, q$ wells sampled, w is the sum of the weights of fish measured (converted from lengths), m is the number of fish measured, n is the number of fish counted for species composition, and g represents the function of the sample means (\bar{w}) and sample species fractions (f) shown in curved brackets (*i.e.*, a function of only the w 's, m 's and n 's).

Two candidate poststratified estimators of catch by species in poststratum c have been proposed which preserve the specific function g of equation (1) (Lennert-Cody *et al.* 2011). The first candidate estimator of total species catch, $\widehat{W}_{ps-I; ci}$, was developed based on the assumption that both the sampling strata and the poststrata contain important information with respect to the estimation of catch (following the general approach of Valliant (1993)). In other words, within a poststratum c , the distinction between sampling strata, or fractions thereof, needs to be preserved such that effectively poststratum c is further subdivided by the sampling strata $\{h\}$. This estimator of total catch of species i in poststratum c is the sum of catch estimates of species i from entire sampling strata h , or parts thereof, that belong to poststratum c :

$$\hat{W}_{ps-I; ci} = \sum_{h: h \cap c} W_{h \cap c} \frac{[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj} \cdot g(\dots)]}{[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj}]} \quad (2)$$

where the outer summand is over sampling strata h that intersect poststratum c , $h \cap c$ refers to the region of sample stratum h that is also in poststratum c , and $W_{h \cap c}$ is the total fishery catch in that region. For example, in Figure 1d is an example of four spatial poststrata (A-D). It can be seen that sampling areas 6, 11, and 12 would be bisected to create the inshore poststratum D, whereas sampling areas 7 and 13 are totally contained within poststratum D. $\hat{W}_{ps-I; ci}$ will prove problematic if there are many h for which each $h \cap c$ is small and contains few or no sample data.

The second candidate estimator was developed by disregarding the sampling strata. This results in a poststratified estimator identical in form to equation (1), but with W_h and W_{hj} replaced by W_c and W_{cj} , respectively. In other words, this second poststratified estimator of the total catch of species i in poststratum c , $\hat{W}_{ps-II; ci}$, is given by:

$$\hat{W}_{ps-II; ci} = W_c \frac{[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj} \cdot g(\dots)]}{[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj}]} \quad (3)$$

where q^* is the number of samples in poststratum c .

The analysis presented in Section 5 provides a preliminary comparison of the utility of equation (2) *versus* equation (3) for hypothetical yellowfin tuna stock assessment areas (for dolphin sets) obtained from a multivariate regression tree method for simultaneous analysis of spatial patterns in length-frequency distributions and annual trends in CPUE (Section 4).

4. PRELIMINARY ANALYSIS OF THE STOCK ASSESSMENT AREAS

A multivariate regression tree analysis, developed for simultaneous analysis of spatial-temporal patterns in length-frequency distributions and in trends in nominal catch-per-unit-effort (CPUE) (Lennert-Cody *et al.*, submitted), was applied to the data for yellowfin tuna in dolphin sets.

4.1. Data

The method was applied to the port-sampling length data (2000-2011), and to catch and effort data obtained from observers and logbooks (1975-2011). The port-sampling length data were pre-processed in the following manner (see also Lennert-Cody *et al.* 2010). First, all sample data were raised to the well catch. In this way samples from both non-sorted and species/weight-category sorted unloadings could be used in the analysis. Second, to be consistent with the yellowfin tuna stock assessment model, which has a quarterly time step, the 1-cm length intervals were ‘grown’ or ‘shrunk’ to the middle month of each quarter (January-March, April-June, July-September, October-December) by adding or subtracting a monthly length increment, where applicable (the middle month of each quarter requires no adjustment). It was assumed that, from year to year for the same quarter, the length composition remained stable, however, within quarters the length adjustment was necessary because length-frequency samples taken from the same population but in different months of the same quarter could appear to represent different populations due solely to growth. The monthly length increments used to grow or shrink fish were obtained from the Gompertz growth model of Wild (1986). Finally, counts of fish in 1-cm length intervals were grouped into the following 11 larger intervals: ≤ 58 cm, 59-69 cm, ..., 136-146 cm, 147-159 cm, and ≥ 160 cm. The proportions of yellowfin for each sample in these larger intervals was used as one of the multivariate response variables for the simultaneous tree analysis.

CPUE trends were estimated from observer and logbook data on catch and effort following the method outlined in Lennert-Cody *et al.* (submitted). First, nominal yellowfin CPUE (catch per day fishing) for each month in each 5° area was computed, following the same method as is used in the stock assessment (Maunder *et al.* 2010). Then, for each quarter- 5° area, the temporal trend (over years) in nominal CPUE

was summarized using penalized cubic regression splines (Wood 2006). The vector of estimated spline coefficients for each quarter- 5° area (excluding the coefficient of the constant term) was used as the other multivariate response variable for the simultaneous tree analysis.

4.2. Description of the simultaneous tree method

The simultaneous regression tree was built by recursively partitioning the length-frequency distribution data and CPUE trend coefficients data into smaller and smaller subgroups that were more homogeneous, following the general idea of classical regression tree analysis (Breiman *et al.* 1984). This multivariate tree method uses the 5° latitude, the 5° longitude and the quarter of fishing as predictor variables. For each binary partition ('split') of the two data sets into subgroups, the predictor variable that defines the split (and its specific value) was chosen so as to maximize a combined measure of reduction in "impurity". The measures of impurity used were different for the two data types. Impurity for the length-frequency vectors of proportions was measured using the Kullback-Leibler divergence. Impurity for the vectors of CPUE trend coefficients was measured with a modified version of the classic squared-error loss function.

The simultaneous regression tree that is built by this method reflects agreement among competitor splits that are common to both data types. In general, when building a regression tree, there are split-variable values not selected at each step that may be nearly as useful ('competitor' splits). At each step the simultaneous tree procedure identifies similar competitor splits within each data set that are common to both data sets.

4.3. Results

The spatial stratification that resulted from applying the simultaneous regression tree approach to the yellowfin data is shown in Figure 1c. The main branches of the simultaneous tree were spatial partitions of the data, suggesting that, overall, spatial structure may be more important in these data than temporal (quarterly) structure. The simultaneous tree divides the EPO into two areas, north and south of 5°N ; the former is further partitioned latitudinally at 20°N , and the latter into an inshore and an offshore area longitudinally at 95°W . The simultaneous tree areas (Figure 1c) show similarities to the current stock assessment areas (Figure 1b), which include a north-south partition of the EPO between 0° and 5°N and an inshore-offshore partition of the southern region at $80^\circ\text{-}85^\circ\text{W}$. Also, the spatial stratification that would have been obtained if only the length-frequency data had been used in a multivariate tree analysis (Figure 1e) has very similar structure to the current three stock assessment areas (Figure 1b).

5. PRELIMINARY ANALYSIS OF POSTSTRATIFICATION

5.1. Spatial and temporal stratifications considered

Four spatial stratifications and two temporal stratifications were considered in this preliminary analysis. The first spatial stratification was the three-area stratification presently used for stock assessment (Aires-da-Silva and Maunder 2012a) ("stock assessment areas"; Figure 1b); the second was the four-area simultaneous-tree stratification described in Section 4 above ("tree areas"; Figure 1c); the third was the 13-area stratification used for the port-sampling data collection ("sample areas"; Figure 1a); and the fourth was a combination of the simultaneous-tree analysis areas and the port-sampling areas ("sample-tree areas"; Figure 1d). The two temporal stratifications were month and quarter.

5.2. Methods of analysis

Two types of models were fitted to the port-sampling data to evaluate the explanatory ability of combinations of spatial and temporal strata. The sample data from 2000-2011 for average weights and species counts that were used in these analyses are components used to evaluate g (*i.e.*, are the basis for \bar{w} and f of equation 1).

For average weight, several levels of spatial and temporal complexity were evaluated with the following

linear models:

- i) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{stock assessment area effect} + \text{error}$
- ii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{tree area effect} + \text{error}$
- iii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{sample area effect} + \text{error}$
- iv) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{sample-tree area effect} + \text{error}$
- v) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{month effect} + \text{error}$
- vi) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{month effect} + \text{stock assessment area effect} + \text{error}$
- vii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{month effect} * \text{stock assessment area effect} + \text{error}$
- viii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{overall constant} + \text{quarter effect} * \text{stock assessment area effect} + \text{error}$

The square root transformation (“*sqrt*”) was used to improve assumption of normality of the data for the j^{th} sample (per inspection of quantile-quantile plots). “*” denotes a model with main effect and first-order interactions; “stock assessment area effect” refers to the areas shown in Figure 1b; “tree area effect” refers to the areas shown in Figure 1c; “sample area effect” refers to the areas shown in Figure 1a; “sample-tree area effect” refers to the areas shown in Figure 1d. Each model was fitted separately to the data for each year, with weights equal to the individual-well total catch amounts, to be consistent with the ratio estimator weighting (equation 1). Time-area interactions were only evaluated for the stock assessment spatial stratification because of the sparseness of the data at the time step of a month (even with only three areas, some month-area combinations had no sample data). The Akaike Information Criterion (AIC; Burnham and Anderson 2002) was computed for each model, and the difference in AIC between each model and the model with the lowest AIC ($\Delta\text{AIC} = \text{AIC} - \text{AIC}_{\min}$, Burnham and Anderson 2002) was used to compare models. Models that performed similarly to model with the lowest AIC will have a low ΔAIC value (~2 or less), whereas those that performed poorly by comparison will have a high ΔAIC value (~> 10). In addition, for models (i)-(iv), the adjusted R^2 was also computed.

The same type of evaluation was done for species composition by fitting a logistic regression model to the sample counts of yellowfin and skipjack. In this analysis the data were limited to samples from wells for which the catch had not been sorted by species and/or weight categories during unloading (although future analyses may attempt to include the data of these types of samples). A binomial response was used instead of a multinomial response, because no bigeye tuna occurred in these sample data. Only about 15% of the samples contained skipjack. As a result, the sample species fractions (f) were mostly close to 1 (yellowfin) or 0 (skipjack), which complicates modeling these data with standard techniques. For this reason, in this preliminary analysis, only the following spatial models were fitted to the species count data:

- i) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{overall constant} + \text{stock assessment area effect}$
- ii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{overall constant} + \text{tree area effect}$
- iii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{overall constant} + \text{sample area effect}$
- iv) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{overall constant} + \text{sample-tree area effect}$

where r_j is the probability that a fish drawn from the j^{th} well was a skipjack. As with the models for average weight, these generalized linear models were fitted with weights equal to the individual-well catch amounts.

5.3. Results and discussion

Results of fitting the linear models to average weight for yellowfin are shown in Tables 1 and 2. These preliminary results can be summarized as follows:

- 1) For most years, spatial structure appears to dominate over temporal structure. ΔAIC for models with month only generally were larger than models with spatial strata only, and models with finer spatial stratification had often had lower ΔAIC than models with coarser spatial stratification and month (quarter) interactions. These models are, of course, not exhaustive in terms of the combinations of

spatial and temporal effects.

- 2) For seven of the 12 years (2004-2010), there was little difference in the performance ($\Delta\text{AIC} < 3$) of the sampling area stratification (model (iii)) and the sample-tree area stratification (model (iv)), and in only two years (2002-2003) did the sample-tree area stratification clearly outperform the sample area stratification ($\Delta\text{AIC} \gg 10$). (The adjusted R^2 values were very similar for the two types of models in all years). However, there appears to be a more statistically significant spatial structure in the average weight data than was captured by either the three stock assessment areas or the four tree areas (models (i) and (ii)), indicating that, with respect to estimating total catch, some further subdivision of those areas may prove useful.
- 3) In terms of adjusted R^2 , in many years one or the other of the stock assessment (model (i)) and tree (model (ii)) stratifications performed fairly well compared to the sample area stratification (model (iii)). This suggests that, by adding a few sub-areas to the stock assessment or tree spatial stratifications, similar levels of variability may be explained without the complication of creating strata so small that they are unlikely to contain any sample data.

The overall results from the logistic regression models for species counts were similar to those of the linear models for average weight and are not shown. However, there was more interannual variability, and in one year, logistic models (iii)-(iv) failed to converge properly. This appears to be due to model instability caused by the predominance of yellowfin in dolphin-set samples. A classification algorithm for presence/absence of skipjack in the sample, fitted to the data for all years combined, but with year as an added predictor (in addition to 5° latitude, 5° longitude and month), showed only a 5% reduction in prediction error from the stock assessment areas compared to the tree or sampling areas, when the relative costs of the two types of misclassification errors were balanced. This suggests that the logistic regression results may be undesirably sensitive to skewed species fractions, and that other analysis techniques are needed.

In summary, these preliminary results suggest that an estimator with the level of spatial detail of equation (2) may not be necessary but that an estimator of the form of equation (3) may be not adequate because spatial variability remains to be explained in components of g beyond the level of the stock assessment or tree areas. Future work will decide upon a modification of equation (2) that is both practical (fewer sub-areas) yet captures more variability in the data than equation (3).

In the linear model analyses the effect of fish growth on the average weight was not considered when quarter was taken as a predictor (*cf.* simultaneous tree analysis of length-frequency distributions). Future analyses can take into consideration fish growth by repeating analyses on average weights of fish first grown/shrunk to a common time point of the year (quarter).

6. FUTURE WORK

The following analyses of dolphin sets during 2000-2011 will be undertaken in preparation for the IATTC External Review in October 2012:

- 1) A sensitivity analysis of the simultaneous regression tree results will be conducted in order to explore and prioritize other candidate stock assessment stratifications produced by that method. This sensitivity analysis will include an evaluation of the effect of interannual variability in the length-frequency data on the stratification results.
- 2) An analysis of sub-stratifications (by area, time period) *within* each candidate stock assessment area (from (1) or elsewhere) will be conducted with the port-sampling data. Several types of analyses will be carried out in order to provide guidance on spatial-temporal sub-stratification. Regression tree analyses of the sample average weights, weighted by the total well catch, will be performed within each larger area. These types of analyses may not prove practical with respect to skipjack in all stock assessment areas because of the low level of occurrence of skipjack in dolphin sets. Therefore, the regression tree results will be compared to results of classification algorithms applied to data on the

presence/absence of skipjack in the samples. The dependent variables used in these analyses will be 5° latitude and longitude, and month (quarter) of fishing. These analyses will be done with the data of all years, combined and separately by year.

- 3) The results of (2) are expected to produce candidate sub-strata within stock assessment areas that have irregular boundary definitions. Using multiple regression (or generalized linear models), the irregular sub-strata from (2) will be compared to similar but regularized sub-strata definitions, as well as to regularizations that are derived from collapsing sample areas and/or months within each stock assessment area. In addition, if sub-strata from (2) do not include a temporal aspect, these techniques can be used to evaluate sub-strata with a forced quarterly time step (*e.g.*, to be consistent with the stock assessment modeling). The various linear and generalized linear model sub-strata will be compared within each stock assessment area with AIC weights, statistics specifically designed for non-nested model comparisons (*e.g.*, Vuong 1989; Clarke 2007) and cross-validation. The results of (2) and (3) will be used to select a limited number of sub-strata within each stock assessment area.
- 4) Based on the results of steps (1)-(3), nearest neighbor substitution rules will be developed, to be used for estimating catch species composition for sub-strata that have catch but no sample data in a particular year.
- 5) Total catch by species will be estimated using the ‘best’ sub-stratification and several alternatives from (3) in order to investigate the magnitude of the effects of sub-stratification on the estimation of catch species composition. Estimates will be compared to the total catch estimates derived from the current stratification (13 sampling areas x 12 months).
- 6) Approximate variance estimates for the total catch will be computed using a bootstrap ‘half-sample’ procedure (Efron 1982) for the alternatives identified by (3), as well as for the current stratification. Resampling will be done from the empirical distributions of lengths and species composition, instead of implementing parametric bootstraps. This procedure does not include a finite population correction factor. However, given that the estimated annual level of sampling coverage of the catch during 2000-2010 was roughly 8% (computed as the sum of catch in sampled wells divided by the total fishery catch), this is probably not critical. If time permits, however, other variance estimation procedures will be explored (*e.g.*, resampling procedures for survey data that include a finite population correction; *e.g.*, Sitter 1992).

ACKNOWLEDGEMENTS

We thank Joydelee Marrow and Nickolas Vogel for data base assistance.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Aires-da-Silva, A. and Maunder, M.N. 2010. [Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2008 and outlook for the future](#). Inter-American Tropical Tuna Commission Stock Assessment Report 10, pages 116-228.
- Aires-da-Silva, A. and Maunder, M.N. 2012a. [Status of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean in 2011 and outlook for the future](#). Inter-American Tropical Tuna Commission Stock Assessment Report 12, pages 3-110.
- Aires-da-Silva, A. and Maunder, M.N. 2012b. [Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2010 and outlook for the future](#). Inter-American Tropical Tuna Commission Stock Assessment Report 12, pages 111-122.
- Breiman, L., Friedman, J.H., Olshen, R.A., Stone, C.J. 1984. *Classification and Regression Trees*. Chapman & Hall/CRC. 358 pp.
- Burnham, K.P. and Anderson, D.R. 2002. Model Selection and Multimodel Inference. Springer.
- Clarke, K.A. 2007. A simple distribution-free test for nonnested hypotheses. Political Analysis 15:3.
- Efron, B. 1982. The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans. Society for Industrial and

Applied Mathematics.

- Holt, D. and Smith, T.M.F. 1979. Post stratification. Journal of the Royal Statistical Society, Series A 142, Part 1: 33-46.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A., Minami, M. Submitted. A simultaneous multivariate regression tree approach to defining population spatial units using frequencies of individual characteristics and times series of abundance. *Fisheries Research*, March 2012.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Tomlinson, P.K., Aires-da-Silva, A., Pérez, A., McCracken, M. 2011. Poststratified estimators of total catch for the purse-seine fishery port-sampling data. Document SAC-02-10 presented at the 2nd Scientific Advisory Meeting of the Inter-American Tropical Tuna Commission, 9-12 May, 2012, La Jolla, CA ,USA.
- Lennert-Cody, C.E., Minami, M., Tomlinson, P.K., Maunder, M.N. 2010. Exploratory analysis of spatial-temporal patterns in length-frequency data: an example of distributional regression trees. *Fisheries Research* 102: 323-326.
- Maunder, M.N., Lennert-Cody, C.E., Aires-da-Silva, A., Bayliff, W.H., Tomlinson, P.K., and Schaefer, K.M. 2010. Summary of data available for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean and its use in stock assessment. Document BET-01-07. External Review of IATTC Bigeye Tuna Assessment, 3-7 May, 2010, La Jolla, California, U.S.A.
- Sitter, R.R. 1992. A resampling procedure for complex survey data. *Journal of the American Statistical Association* 87: 755-765.
- Suter, J.M. 2010. [An evaluation of the area stratification used for sampling tunas in the eastern Pacific Ocean and implications for estimating total annual catches.](#) Inter-American Tropical Tuna Commission Special Report 18.
- Thompson, S.K. 1992. Sampling. Wiley.
- Tomlinson, P.K. 2004. [Sampling the tuna catch of the eastern Pacific Ocean for species composition and length-frequency distributions.](#) Inter-American Tropical Tuna Commission Stock Assessment Report 4, pages 311-333.
- Valliant, R. 1993. Poststratification and conditional variance estimation. *Journal of the American Statistical Association* 88: 89-96.
- Vuong, Q. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57: 307-334.
- Watters, G.M. 1999. Geographical distributions of effort and catches of tunas by purse-seine vessels in the eastern Pacific Ocean during 1965-1998. IATTC Data Report 10.
- Wild, A. 1986. Growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments. *Inter-American Tropical Tuna Commission Bulletin* 18, No. 6, 421-482.
- Wood, S.N. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman and Hall/CRC. 391 pp.

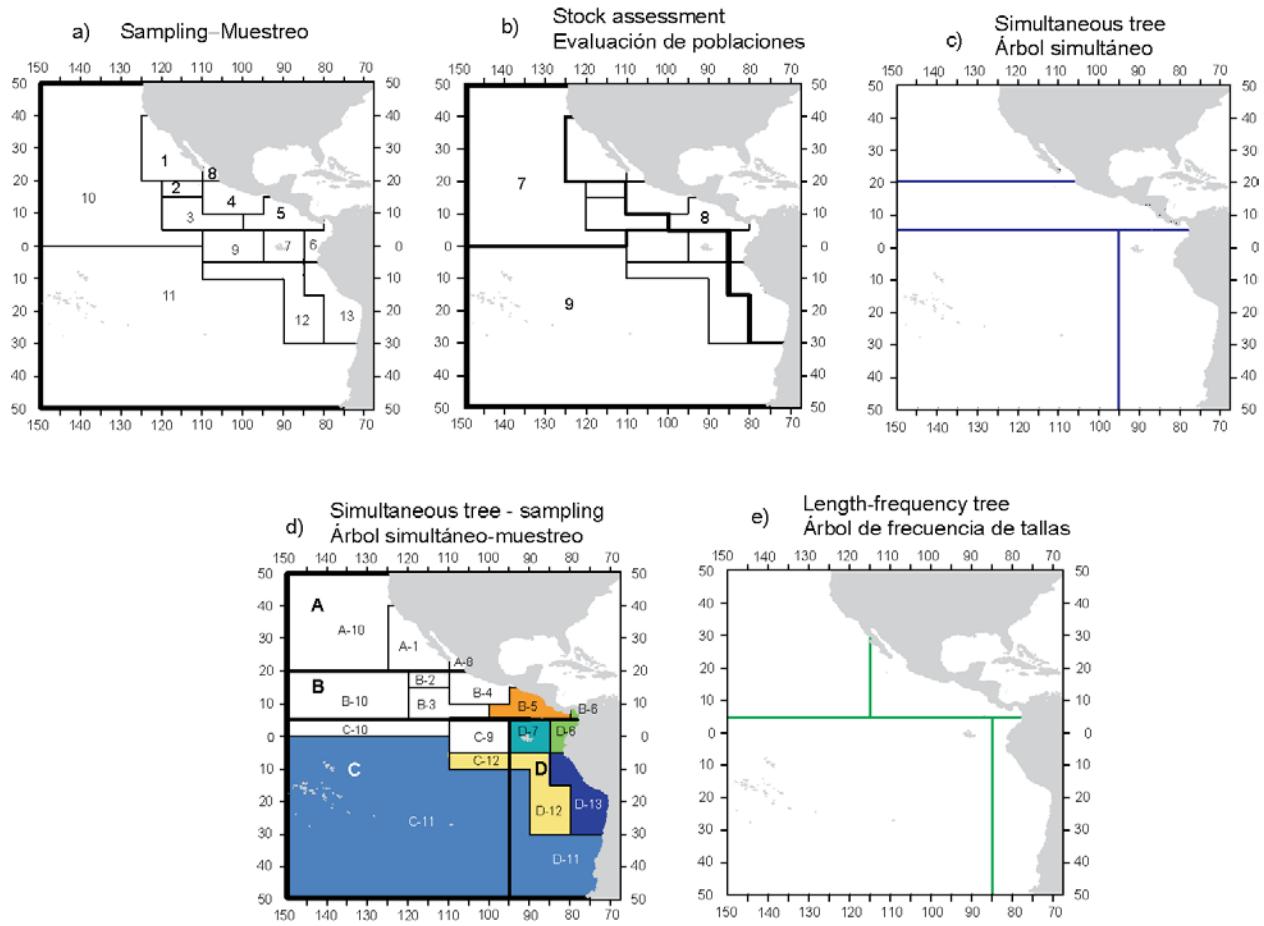


FIGURE 1. a) Sampling areas (Tomlinson 2004) (areas of spatial model (iii) of Section 5); b) stock assessment areas for yellowfin tuna in dolphin sets (thick black lines; Aires-da-Silva and Maunder 2012a) (areas of spatial model (i) of Section 5); c) stratification obtained from the simultaneous tree analysis (areas of spatial model (ii) of Section 5); d) the areas of (c) further divided by the sampling areas (a) (the sampling areas that are partially or totally contained in poststratum D are colored to illustrate sampling areas that cross poststratum boundaries) (areas of spatial model (iv) of Section 5); and e) the four-area spatial stratification obtained from a multivariate regression tree analysis of only the length-frequency data.

FIGURA 1. a) Áreas de muestreo (Tomlinson 2004) (áreas del modelo espacial (iii) de la sección 5); b) áreas de evaluación de la población de atún aleta amarilla en lances sobre delfines (líneas negras gruesas; Aires-da-Silva y Maunder 2012a) (áreas del modelo espacial (i) de la sección 5); c) estratificación obtenida del análisis de árbol simultáneo (áreas del modelo espacial (ii) de la sección 5); d) las áreas de (c) divididas por las áreas de muestreo (a) (se colorean las áreas de muestreo incluidas parcial o totalmente en el posestrato D para ilustrar áreas de muestreo que cruzan límites de posestratos) (áreas del modelo espacial (iv) de la sección 5); y e) la estratificación espacial de cuatro áreas obtenida de un análisis de árbol de regresión multivariante de los datos de frecuencia de talla solamente.

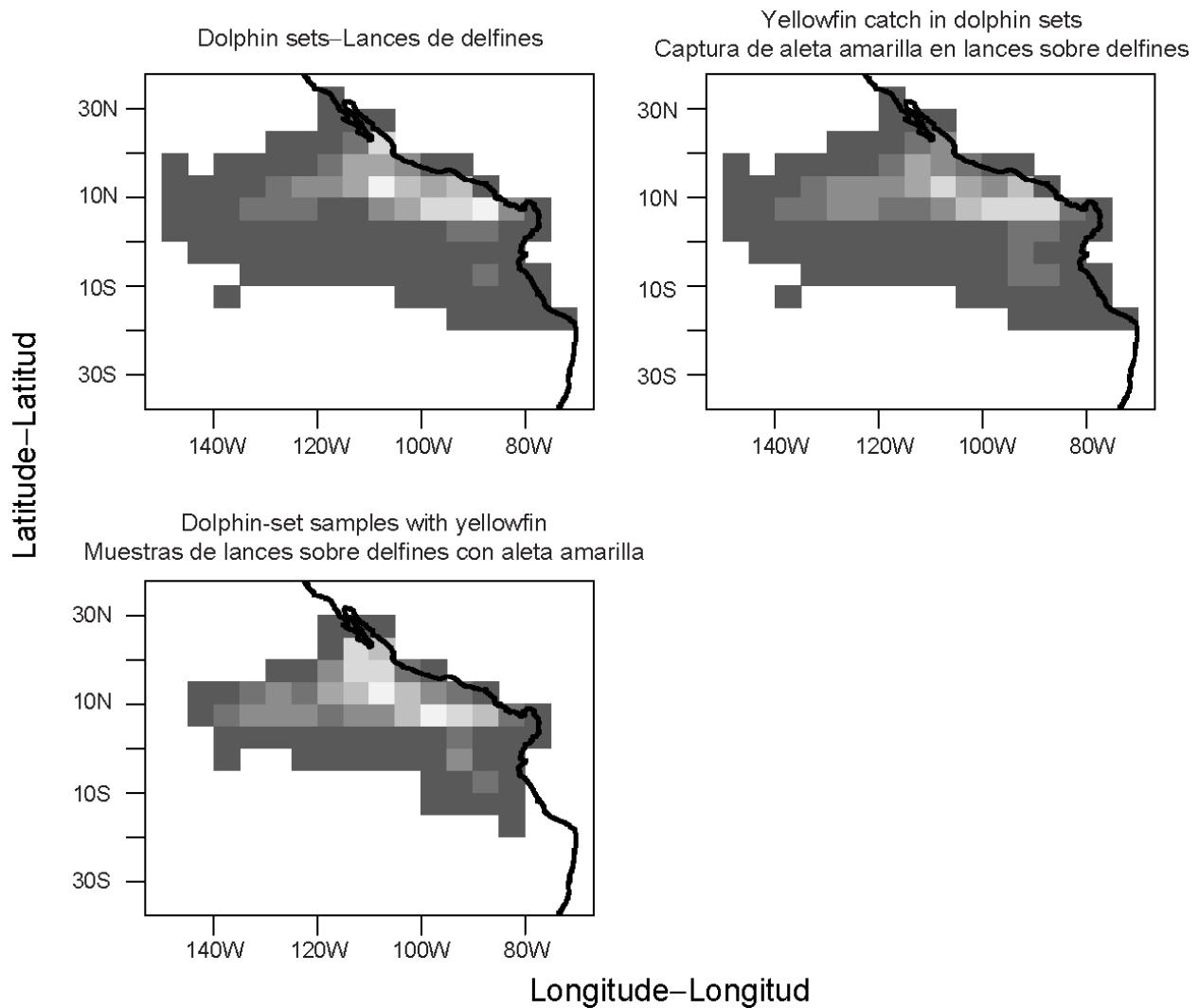


FIGURE 2. Proportions of numbers of dolphin sets, catch of yellowfin tuna in dolphin sets and number of dolphin-set samples with yellowfin, by 5° area (all data pooled over years and months). Grayscale values range from 1% or less (dark gray) to greater than 6% (lightest gray), in increments of 1%.

FIGURA 2. Proporciones del número de lances sobre delfines, captura de atún aleta amarilla en lances sobre delfines, y número de muestras de lances sobre delfines con aleta amarilla, por cuadrángulo de 5° (todos los datos agrupados por años y meses). Los valores en gris van de 1% o menos (gris oscuro) a más de 6% (gris más claro), en incrementos de 1%.

TABLE 1. Adjusted R² from the linear model analyses of average weight (Section 5).**TABLA 1.** R² ajustado de los análisis de modelo lineal del peso promedio (Sección 5).

	Adjusted R ² —R ² ajustado											
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Stratification (number of samples) Estratificación (número de muestras)	(215)	(300)	(321)	(225)	(145)	(174)	(122)	(131)	(179)	(248)	(266)	(285)
Stock assessment (model (i)) Modelo de evaluación de poblaciones (modelo (i))	0.37	0.37	0.45	0.61	0.45	0.20	0.23	0.51	0.20	0.24	0.25	0.12
Tree (model (ii)) Árbol (modelo (ii))	0.23	0.33	0.49	0.55	0.41	0.38	0.30	0.25	0.23	0.43	0.21	0.26
Sample (model (iii)) Muestra (modelo (iii))	0.50	0.42	0.50	0.70	0.56	0.52	0.34	0.60	0.34	0.58	0.38	0.35
Sample-tree (model (iv)) Muestra-árbol (modelo (iv))	0.50	0.43	0.54	0.74	0.57	0.53	0.36	0.60	0.35	0.58	0.38	0.37

TABLE 2. Δ AIC from the linear model analyses of average weight (Section 5).

	Δ AIC		Δ AIC
2000		2006	
Stock assessment (model (i))	46	Stock assessment (model (i))	12
Tree (model (ii))	90	Tree (model (ii))	1
Sample (model (iii))	6	Sample (model (iii))	1
Sample-tree (model (iv))	6	Sample-tree (model (iv))	0
Month (model (v))	125	Month (model (v))	36
Stock assessment + month (model (vi))	30	Stock assessment + month (model (vi))	7
Stock assessment * month (model (vii))	0	Stock assessment * month (model (vii))	4
Stock assessment * quarter (model (viii))	21	Stock assessment * quarter (model (viii))	7
2001		2007	
Stock assessment (model (i))	45	Stock assessment (model (i))	18
Tree (model (ii))	65	Tree (model (ii))	75
Sample (model (iii))	33	Sample (model (iii))	0
Sample-tree (model (iv))	27	Sample-tree (model (iv))	0
Month (model (v))	166	Month (model (v))	95
Stock assessment + month (model (vi))	10	Stock assessment + month (model (vi))	22
Stock assessment * month (model (vii))	0	Stock assessment * month (model (vii))	16
Stock assessment * quarter (model (viii))	9	Stock assessment * quarter (model (viii))	19
2002		2008	
Stock assessment (model (i))	49	Stock assessment (model (i))	27
Tree (model (ii))	28	Tree (model (ii))	23
Sample (model (iii))	27	Sample (model (iii))	2
Sample-tree (model (iv))	0	Sample-tree (model (iv))	0
Month (model (v))	211	Month (model (v))	69
Stock assessment + month (model (vi))	45	Stock assessment + month (model (vi))	32
Stock assessment * month (model (vii))	33	Stock assessment * month (model (vii))	1
Stock assessment * quarter (model (viii))	25	Stock assessment * quarter (model (viii))	19
2003		2009	
Stock assessment (model (i))	78	Stock assessment (model (i))	140
Tree (model (ii))	109	Tree (model (ii))	70
Sample (model (iii))	32	Sample (model (iii))	0
Sample-tree (model (iv))	0	Sample-tree (model (iv))	2
Month (model (v))	280	Month (model (v))	204
Stock assessment + month (model (vi))	79	Stock assessment + month (model (vi))	130
Stock assessment * month (model (vii))	51	Stock assessment * month (model (vii))	128
Stock assessment * quarter (model (viii))	72	Stock assessment * quarter (model (viii))	119
2004		2010	
Stock assessment (model (i))	26	Stock assessment (model (i))	42
Tree (model (ii))	38	Tree (model (ii))	59
Sample (model (iii))	1	Sample (model (iii))	0
Sample-tree (model (iv))	0	Sample-tree (model (iv))	0
Month (model (v))	123	Month (model (v))	117
Stock assessment + month (model (vi))	43	Stock assessment + month (model (vi))	31
Stock assessment * month (model (vii))	42	Stock assessment * month (model (vii))	17
Stock assessment * quarter (model (viii))	32	Stock assessment * quarter (model (viii))	36
2005		2011	
Stock assessment (model (i))	85	Stock assessment (model (i))	88
Tree (model (ii))	40	Tree (model (ii))	40
Sample (model (iii))	3	Sample (model (iii))	9
Sample-tree (model (iv))	0	Sample-tree (model (iv))	0
Month (model (v))	95	Month (model (v))	81
Stock assessment + month (model (vi))	68	Stock assessment + month (model (vi))	57
Stock assessment * month (model (vii))	80	Stock assessment * month (model (vii))	51
Stock assessment * quarter (model (viii))	63	Stock assessment * quarter (model (viii))	80

TABLA 2. ΔAIC de los análisis de modelo lineal del peso promedio (Sección 5).

	ΔAIC		ΔAIC
2000		2006	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	46	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	12
Árbol (modelo (ii))	90	Árbol (modelo (ii))	1
Muestra (modelo (iii))	6	Muestra (modelo (iii))	1
Muestra-árbol (modelo (iv))	6	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	125	Mes (modelo (v))	36
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	30	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	7
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	0	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	4
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	21	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	7
2001		2007	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	45	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	18
Árbol (modelo (ii))	65	Árbol (modelo (ii))	75
Muestra (modelo (iii))	33	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	27	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	166	Mes (modelo (v))	95
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	10	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	22
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	0	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	16
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	9	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	19
2002		2008	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	49	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	27
Árbol (modelo (ii))	28	Árbol (modelo (ii))	23
Muestra (modelo (iii))	27	Muestra (modelo (iii))	2
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	211	Mes (modelo (v))	69
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	45	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	32
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	33	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	1
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	25	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	19
2003		2009	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	78	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	140
Árbol (modelo (ii))	109	Árbol (modelo (ii))	70
Muestra (modelo (iii))	32	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	2
Mes (modelo (v))	280	Mes (modelo (v))	204
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	79	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	130
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	51	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	128
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	72	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	119
2004		2010	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	26	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	42
Árbol (modelo (ii))	38	Árbol (modelo (ii))	59
Muestra (modelo (iii))	1	Muestra (modelo (iii))	0
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	123	Mes (modelo (v))	117
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	43	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	31
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	42	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	17
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	32	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	36
2005		2011	
Evaluación de poblaciones (modelo (i))	85	Evaluación de poblaciones (modelo (i))	88
Árbol (modelo (ii))	40	Árbol (modelo (ii))	40
Muestra (modelo (iii))	3	Muestra (modelo (iii))	9
Muestra-árbol (modelo (iv))	0	Muestra-árbol (modelo (iv))	0
Mes (modelo (v))	95	Mes (modelo (v))	81
Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	68	Evaluación de poblaciones + mes (modelo (vi))	57
Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	80	Evaluación de poblaciones * mes (modelo (vii))	51
Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	63	Evaluación de poblaciones * trimestre (modelo (viii))	80

INFORME DE AVANCES EN EL DESARROLLO DE ESTIMADORES POSESTRATIFICADOS DE LA CAPTURA TOTAL PARA LOS DATOS DE MUESTREO EN PUERTO DE LA PESQUERÍA DE CERCO

Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, Patrick K. Tomlinson, Alexandre Aires-da-Silva,
Alejandro Pérez

1.	Resumen	135
2.	Introducción	135
3.	Antecedentes	136
4.	Ánalisis preliminar de las áreas de evaluación de poblaciones	138
5.	Ánalisis preliminar de la posestratificación	140
6.	Trabajo futuro	142
	Reconocimientos	143
	Referencias	143

1. RESUMEN

El presente documento resume los avances en la evaluación de las áreas usadas en la evaluación de poblaciones y en la posestratificación de los datos de muestreo en puerto para la estimación de la captura total por especie. Hasta la fecha el trabajo se ha enfocado en los lances cerqueros sobre atunes asociados con delfines. Se usó un enfoque de árbol de regresión multivariante para analizar simultáneamente el patrón espaciotemporal de las distribuciones de frecuencia de talla y las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE). La estratificación de cuatro áreas obtenida del presente análisis demuestra similitudes con las áreas de evaluación de poblaciones actualmente en uso. La evaluación preliminar de los métodos de posestratificación para la estimación de la captura total se basó en el uso de modelos lineales y lineales generalizados para estudiar la variabilidad espacial y temporal en los datos de peso promedio y conteo de especies. Los resultados de estos análisis sugieren que un estimador de captura total con menos estratos que los que se usan actualmente podría ser razonable. El trabajo futuro incluirá un análisis de sensibilidad de la estratificación espacial para la evaluación de las poblaciones, y un análisis adicional de las definiciones de posestratificación para la estimación de la captura, así como estimaciones de la varianza de la captura total.

2. INTRODUCCIÓN

Se usa la estratificación en las evaluaciones de las poblaciones para tratar las diferencias en la dinámica de las poblaciones y de la pesca. En general, los datos de la pesca (captura, CPUE, y composición por edad/tamaño) son estratificados (después de ser recolectados los datos) para apoyar el supuesto que los parámetros relacionados con la pesca (capturabilidad y selectividad) son constantes a lo largo del tiempo. Se puede usar la estratificación también durante la recolección de los datos para procurar evitar asignaciones asimétricas de las muestras (que podría llevar a sesgos) y para minimizar la varianza de los estimadores de la población total (por ejemplo, Holt y Smith 1979; Thompson 1992). Por lo tanto, las metas de la estratificación para la evaluación de poblaciones y la recolección de datos a menudo concuerdan. No obstante, pueden ser diferentes si las características de las pesquerías han cambiado a lo largo del tiempo.

En la actualidad, las evaluaciones de las poblaciones de todas las especies de atunes en el Océano Pacífico oriental (OPO) (por ejemplo, Aires-da-Silva y Maunder 2010; Aires-da-Silva y Maunder 2012a; Aires-da-Silva y Maunder 2012b) usan áreas grandes formadas al juntar los estratos espaciales usados en la recolección de datos de muestreo en puerto (por ejemplo, Figura 1a-b). Sin embargo, a medida que se desarrollan las pesquerías a lo largo del tiempo, es deseable poder considerar particiones espaciales alternativas del área del OPO. Por ejemplo, la pesquería de cerco sobre objetos flotantes en el OPO se ha extendido considerablemente mar afuera desde principios de los años 1990 (Watters 1999). Por contraste, los estratos de muestreo usados para las pesquerías de superficie en el OPO fueron desarrolladas principal-

mente a fines de los años 1960 (Suter 2010, y sus referencias), cuando la pesquería era más costera (Watters 1999). En esa época predominaban en la pesquería las capturas de atunes aleta amarilla y barrilete de lances con red de cerco sobre atunes asociados con delfines y no asociados, y también por buques cañeros. Aunque estos estratos de muestreo fueron refinados a fines de los años 1990 (Suter 2010), merece la pena reevaluar su utilidad con las pesquerías actuales, particularmente para uso en la evaluación de poblaciones para las pesquerías con un componente fuerte de alta mar, tales como las pesquerías de cerco sobre objetos flotantes y sobre delfines.

La posestratificación (por ejemplo, Holt y Smith 1979; Valliant 1993) es una técnica usada en los análisis de datos para agrupar las muestras, después de ser recolectados los datos, cuando se desean estimaciones de la población total para grupos cuya definición no forma expresamente parte del protocolo de recolección de datos. Un método general para seleccionar un estimador posestratificado para la captura total fue presentado en Lennert-Cody *et al.* (2011). En el presente documento se describen los avances en el desarrollo de opciones para definir tanto las áreas para la evaluación de las poblaciones como los posestratos para la estimación de la captura total dentro de dichas áreas. Hasta la fecha este trabajo se ha enfocado en el análisis de datos de muestreo en puerto recolectados durante 2000-2011 correspondientes a lances sobre delfines por buques de clase 6 de la CIAT (de más de 363 toneladas de capacidad de acarreo) para la revisión externa en octubre de 2012 de los métodos y supuestos de la evaluación de la CIAT del atún aleta amarilla. El documento está organizado como sigue: Sección 3: antecedentes sobre la recolección de datos y la posestratificación; Sección 4: evaluación preliminar de las áreas de evaluación de poblaciones; Sección 5: evaluación preliminar de los posestratos; Sección 6: trabajo por realizar en preparación para la revisión externa.

3. ANTECEDENTES

3.1. Recolección de datos

Datos sobre la composición por especie y tamaño de captura de atunes por los buques de cerco son obtenidos cuando los buques llegan a puerto para descargar (Tomlinson 2004; Suter 2010). Para asegurar que las muestras tomadas sean representativas de la pesquería entera, se establecieron categorías, o ‘estratos’, de muestreo para guiar la toma de muestras. Se definen estos estratos de muestreo por el área de pesca (13 áreas, Figura 1a), el mes de pesca y la modalidad de pesca (seis modalidades, basadas en el tipo de lance de cerco y el tamaño del buque), para un total de 936 posibles estratos. No todos los estratos contienen actividad de pesca en un año dado. Las muestras son tomadas por estrato conforme a un método de ‘dos etapa’, en el cual las bodegas del buque son la primera etapa, y los peces en la bodega la segunda etapa. Ya que no se sabe por adelantado el número de bodegas en un estrato, y ya que algunos buques podrían descargar en puertos en los que la logística hace que el muestreo sea prohibitivamente difícil, las bodegas por muestrear son seleccionados oportunamente. No obstante, se muestrea una bodega solamente si toda la captura que contiene proviene del mismo estrato de muestreo (o sea, la misma área, mes, y modalidad de pesca). Durante el transcurso de un año, se muestrearán números desiguales de bodegas por estrato, y no todos los estratos con actividad de pesca pueden ser muestreados, debido a complicaciones logísticas y el nivel de recursos de muestreo. No obstante, con respecto al atún aleta amarilla en los lances sobre delfines, el muestreo ha sido generalmente proporcional al nivel de esfuerzo de pesca y captura (Figura 2).

Una vez seleccionada para el muestreo la bodega de un buque, se muestrean peces individuales de la bodega a medida que se descarga la captura. Se mide la talla de un número de peces de cada especie (típicamente 50). De la misma bodega, e independientemente de los peces medidos, se cuenta la composición por especies de varios centenares de peces. Se seleccionan los peces muestreados de la bodega uno a la vez, a partir de un punto de partida establecido oportunamente, según lo permitan las circunstancias. Según el puerto de descarga, las capturas en algunas bodegas podrían ser clasificadas por especie y categoría de peso antes de ser accesibles al personal de la CIAT para el muestreo. Las capturas de estos tipos de descarga son por tanto muestreadas de forma algo diferente; en el anexo de Suter (2010) se presentan

detalles de los procedimientos de toma de datos del muestreo en puerto.

3.2. Resolución espacial de los datos de muestreo en puerto

La factibilidad de modificar las áreas de evaluación de poblaciones y/o implementar un estimador posestratificado para la captura total depende en parte de la resolución espacial de tanto la captura total descargada (de todas las especies combinadas) como de los datos de muestreo en puerto. La captura total descargada es asignada a los estratos de muestreo con base en información de los datos de los observadores y de los cuadernos de bitácora de los buques. Esta información espacial es registrada en términos de latitud y longitud, con una resolución mínima de área de 5° (a menos que no haya ninguna información disponible). Por lo tanto, la captura total descargada será generalmente igual de bien conocida con respecto a los estratos de muestreo espaciales estratos que una posestratificación espacial que sea similarmente derivada de combinaciones de áreas de 5° .

Si los posestratos espaciales son grandes, se prevé que la mayoría de, o hasta toda, la información espacial de las muestras de puerto será conocida al nivel de posestrato espacial. Desde 2000, tanto el área de muestreo como el área de 5° fueron registradas para la mayoría de las muestras. Una comparación de las áreas de 5° de las muestras de puerto con las posiciones reales de los lances cuyas capturas fueron cargadas en las bodegas muestreadas indica que alrededor del 81% de todas las muestras de 2000-2011 coincidieron con la posición real del lance al nivel de área de 5° , y aproximadamente el 97% provinieron de un área de 5° adyacente al área de 5° correspondiente. Por lo tanto, una, posestratificación parece ser factible para los datos de 2000-2011, siempre que las áreas de evaluación de poblaciones y los posestratos para la estimación de la captura total sean construidos de combinaciones de áreas de 5° .

3.3. Estimadores de la captura total por especie

El estimador actual de la captura total por especie (Tomlinson 2004) tiene la forma general de un estimador de razón del estrato total (por ejemplo, Thompson 1992) basado en la cantidad de la captura en las bodegas muestreadas. La captura anual estimada total (en peso) de la especie i ($i = 1, \dots, 3$ en el caso de los atunes aleta amarilla, barrilete, y patudo) en el estrato de muestreo h ($h = 1, \dots, 13$; Figura 1a) es expresada de esta forma:

$$\begin{aligned}
 \widehat{W}_{hi} &= W_h \hat{p}_{hi} \\
 &= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{\frac{w_{hij}}{m_{hij}} \frac{n_{hij}}{n_{hj}}}{\sum_{i=1}^3 \frac{w_{hij}}{m_{hij}} \frac{n_{hij}}{n_{hj}}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \\
 &= W_h \left[\frac{\sum_{j=1}^q W_{hj} \left(\frac{\bar{w}_{hij} f_{hij}}{\sum_{i=1}^3 \bar{w}_{hij} f_{hij}} \right)}{\sum_{j=1}^q W_{hj}} \right] \\
 &= W_h \frac{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \cdot g(\bar{w}_{hij} f_{hij}, i = 1, \dots, 3) \right]}{\left[\sum_{j=1}^q W_{hj} \right]} \quad (1)
 \end{aligned}$$

donde W_h es el peso total de todas las especies combinadas en el estrato de muestreo h (que se supone conocido), \hat{p} es la estimación de la fracción de especies (derivada del peso) en el estrato, W_{hj} es el peso total de todas las especies combinadas en la j -ésima bodega muestreada del estrato de muestreo h (que

igualmente se supone conocido), $j=1, \dots, q$ bodegas muestreadas, w es la suma de los pesos de los peces muestreados (convertidos de tallas), m es el número de peces muestreados, n es el número de peces contados para la composición por especies, y g representa la función de los promedios de las muestras (\bar{w}) y proporciones de especies en las muestras (f) entre las paréntesis curvas (o sea, una función de los w, m y n solamente).

Se han propuesto dos candidatos de estimadores posestratificados de la captura por especies en el posestrato c que conservan la función específica g de la ecuación (1) (Lennert-Cody *et al.* 2011). El primer candidato de estimador posestratificado de la captura total por especie, $\hat{W}_{ps-I; ci}$, fue desarrollado con base en el supuesto que tanto los estratos de muestreo como los posestratos contienen información importante con respecto a la estimación de la captura (siguiendo el enfoque general de Valliant (1993)). En otras palabras, dentro de un posestrato c , la distinción entre los estratos de muestreo, o fracciones de los mismos, necesita ser conservada de tal forma que en efecto el posestrato c es subdividido de nuevo por los estratos de muestreo $\{h\}$. Este estimador de captura total de la especie i en el posestrato c es la suma de las estimaciones de las capturas de la especie i de la totalidad de los estratos de muestreo h , o partes de los mismos, que pertenecen al posestrato c :

$$\hat{W}_{ps-I; ci} = \sum_{h: h \cap c} W_{h \cap c} \frac{\left[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj} \cdot g(\dots) \right]}{\left[\sum_{j \in h \cap c} W_{hj} \right]} \quad (2)$$

donde la suma exterior está por encima de los estratos de muestreo h que se intersecan con el posestrato c , $h \cap c$ se refiere a la región del estrato de muestreo h que se encuentra también en el posestrato c , y $W_{h \cap c}$ es la captura total de la pesca en esa región. Por ejemplo, en la Figura 1d se presenta un ejemplo de cuatro posestratos espaciales (A-D). Se puede ver que las áreas de muestreo 6, 11, y 12 serían bisecadas para crear el posestrato costero D, mientras que las áreas de muestreo 7 y 13 están totalmente contenidas dentro del posestrato D. $\hat{W}_{ps-I; ci}$ resultará problemático si existen muchos h cuyos $h \cap c$ son pequeños y contienen pocas muestras, o ninguna.

El segundo candidato de estimador fue desarrollado haciendo caso omiso de los estratos de muestreo. Esto resulta en un estimador posestratificado idéntico en forma a la ecuación (1), pero con W_h y W_{hj} remplazados por W_c y W_{cj} , respectivamente. En otras palabras, este segundo estimador posestratificado de la captura total de la especie i en el posestrato c , se expresa de esta forma:

$$\hat{W}_{ps-II; ci} = W_c \frac{\left[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj} \cdot g(\dots) \right]}{\left[\sum_{j=1}^{q^*} W_{cj} \right]} \quad (3)$$

donde q^* es el número de muestras en el posestrato c .

El análisis presentado en la Sección 5 brinda una comparación preliminar de la utilidad de la ecuación (2) y la ecuación (3) para áreas de evaluación hipotética de la población de atún aleta amarilla (correspondiente a los lances sobre delfines) obtenidas de un método de árbol de regresión multivariante para el análisis de los patrones espaciales en las distribuciones de la frecuencia de talla y las tendencias anuales de la CPUE (Sección 4).

4. ANÁLISIS PRELIMINAR DE LAS ÁREAS DE EVALUACIÓN DE POBLACIONES

Se aplicó a los datos de atún aleta amarilla en lances sobre delfines un análisis multivariante de árbol de regresión, desarrollado para el análisis simultáneo de patrones espaciotemporales en las distribuciones de frecuencia de talla y en las tendencias en la CPUE nominal (Lennert-Cody *et al.*, presentado).

4.1. Datos

El método fue aplicado a los datos de talla de muestreo en puerto (2000-2011), y a los datos de captura y esfuerzo obtenidos de los observadores y las bitácoras (1975-2011). Los datos de talla de muestreo en

puerto fueron preprocesados de la forma siguiente (ver también Lennert-Cody *et al.* 2010). En primer lugar, todos los datos de las muestras fueron extendidos a la captura por bodega. De esta forma, se pudo usar las muestras tanto de descargas no clasificadas como de descargas clasificadas por especie/categoría de peso. En segundo lugar, para ser consistente con el modelo de evaluación de la población de atún aleta amarilla, que se basa en intervalos de tiempo trimestrales, los intervalos de talla de 1 cm fueron ‘crecidos’ o ‘encogidos’ al mes mediano de cada trimestre (enero-marzo, abril-junio, julio-septiembre, octubre-diciembre) mediante la adición o resta de un incremento mensual de talla, en caso aplicable (el mes mediano de cada trimestre no necesita ajuste). Se supuso que la composición por talla de cada trimestre es estable año por año, pero dentro de los trimestres fue necesario el ajuste de la talla porque las muestras de frecuencia de talla tomadas de la misma población pero en diferentes meses del mismo trimestre podrían parecer representar distintas poblaciones debido únicamente al crecimiento. Los incrementos mensuales de talla usados para crecer o encoger los peces fueron obtenidos del modelo de crecimiento de Gompertz de Wild (1986). Finalmente, el número de peces en los intervalos de talla de 1 cm fueron agrupados en 11 intervalos mayores: ≤ 58 cm, 59-69 cm, ..., 136-146 cm, 147-159 cm, y ≥ 160 cm. La proporción de aleta amarilla para cada muestra en estos intervalos fue usada como una de las variables de respuesta multivariadas para el análisis de árbol simultáneo.

Se estimaron las tendencias de la CPUE a partir de los datos de captura y esfuerzo de los observadores y de bitácora, siguiendo el método descrito en Lennert-Cody *et al.* (presentado). En primer lugar, se computó la CPUE (captura por día de pesca) nominal de aleta amarilla para cada mes en cada área de 5° , siguiendo el mismo método usado en la evaluación de la población (Maunder *et al.* 2010). Entonces, para cada trimestre-área de 5° , la tendencia temporal (a lo largo de años) de la CPUE nominal fue resumida, usando *splines* de regresión cúbica penalizados (Wood 2006). El vector de los coeficientes estimados de los *splines* para cada trimestre-área de 5° (excluido el coeficiente del término constante) fue usado como la otra variable de respuesta multivariable para el análisis de árbol simultáneo.

4.2. Descripción del método de árbol simultáneo

El árbol de regresión simultáneo fue construido mediante una partición recursiva de la distribución de los datos de frecuencia de talla y los datos de los coeficientes de la tendencia de la CPUE en subgrupos siempre más homogéneos, siguiendo la idea general del análisis clásico de árbol de regresión (Breiman *et al.* 1984). Este método de árbol multivariable usa la latitud de 5° latitud, la longitud de 5° , y el trimestre de pesca como variables predictoras. Para cada partición binaria ('división') de los dos conjuntos de datos en subgrupos, la variable predictora que define la división (y su valor específico) fue elegida para maximizar una medida combinada de reducción de “impureza”. Las medidas de impureza usadas fueron diferentes para los dos tipos de datos. La impureza de los vectores de proporciones de frecuencia de talla fue medida usando la divergencia Kullback-Leibler. La impureza de los vectores de los coeficientes de las tendencias de la CPUE fue medida con una versión modificada de la función clásica de pérdida de error cuadrado.

El árbol de regresión simultáneo que se construye con este método refleja el acuerdo entre las divisiones competitadoras que son comunes para ambos tipos de datos. En general, al construir un árbol de regresión, hay valores de variables divididas que no son seleccionados en cada paso que podrían ser casi igual de útiles (divisiones ‘competidoras’). En cada paso el procedimiento de árbol simultáneo identifica divisiones competitadoras en cada conjunto de datos que son comunes entre los dos conjuntos de datos.

4.3. Resultados

En la Figura 1c se ilustra la estratificación espacial que resultó de la aplicación del método de árbol de regresión simultáneo a los datos de aleta amarilla. Las ramas principales del árbol simultáneo fueron particiones espaciales de los datos, lo cual sugiere que, en general, la estructura espacial podría ser más importante en estos datos que la estructura temporal (trimestral). El árbol simultáneo divide el OPO en dos áreas, al norte y al sur de 5°N ; además, la primera es dividida latitudinalmente en 20°N , y la segunda longitudinalmente en 95°O en áreas costera y de altura. Las áreas de árbol simultáneo (Figura 1c) muestran similitudes con las áreas actuales de evaluación de poblaciones (Figura 1b), que incluyen una partición

norte-sur del OPO entre 0° y 5°N y una partición costera-alta mar de la región del sur en 80°-85°O. Además, la estratificación espacial que se hubiera obtenido si se usaran los datos de frecuencia de talla solamente en un análisis de árbol multivariable (Figura 1e) tiene una estructura muy similar a las tres áreas actuales de evaluación de poblaciones usadas para el aleta amarilla (Figura 1b).

5. ANÁLISIS PRELIMINAR DE LA POSESTRATIFICACIÓN

5.1. Estratificaciones espaciales y temporales consideradas

En el presente análisis preliminar se consideraron cuatro estratificaciones espaciales y dos estratificaciones temporales. La primera estratificación espacial es la estratificación de tres áreas usada actualmente para la evaluación de las poblaciones (Aires-da-silva y Maunder, 2012a) (“áreas de evaluación de poblaciones”; Figura 1b); la segunda es la estratificación de cuatro áreas por árbol simultáneo descrita en la Sección 4 (“áreas de árbol”; Figura 1c); la tercera es la estratificación de 13 áreas usada para la toma de datos de muestreo en puerto (“áreas de muestra”; Figura 1a); y la cuarta una combinación de las áreas del análisis de árbol simultáneo y las del muestreo en puerto (“áreas de muestra-árbol”; Figura 1d). Las dos estratificaciones temporales son mes y trimestre.

5.2. Métodos de análisis

Se ajustaron dos tipos de modelo a los datos de muestreo en puerto para evaluar la capacidad explicativa de combinaciones de estratos espaciales y temporales. Los datos de muestra de 2000-2011 de peso promedio y los conteos por especie usados en estos análisis son componentes usados para evaluar g (es decir, forman la base de \bar{w} y f de la ecuación 1).

En el caso del peso promedio, se evaluaron varios niveles de complejidad espacial y temporal con los modelos lineales siguientes:

- i) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- ii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de árbol} + \text{error}$
- iii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestreo} + \text{error}$
- iv) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestra-árbol} + \text{error}$
- v) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} + \text{error}$
- vi) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- vii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de mes} * \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$
- viii) $\text{sqrt}(\bar{w}_j) = \text{constante general} + \text{efecto de trimestre} * \text{efecto del área de evaluación de poblaciones} + \text{error}$

La transformación de raíz cuadrada (“ sqrt ”) fue usada para mejorar el supuesto de normalidad de los datos para la j -ésima muestra (mediante inspección de gráficas de cuantil-cuantil). “*” señala un modelo con efecto principal e interacciones de primer orden; “efecto del área de evaluación de poblaciones” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1b; “efecto del área de árbol” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1c; “efecto del área de muestra” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1a; “efecto del área de muestra-árbol” se refiere a las áreas ilustradas en la Figura 1d. Cada modelo fue ajustado por separado a los datos de cada año, con ponderaciones iguales a las cantidades totales de captura en bodegas individuales, para ser consistente con la ponderación del estimador de razón (ecuación 1). Se evaluaron las interacciones de tiempo-área para la estratificación espacial de evaluación de poblaciones solamente, debido a la escasez de los datos con un escalón temporal de un mes (aún con solamente tres áreas, algunas combinaciones de mes-área no incluyeron datos de muestra). El Criterio de Información de Akaike (AIC; Burnham y Anderson 2002) fue computado para cada modelo, y la diferencia entre el AIC de cada modelo y el

modelo con el AIC más bajo ($\Delta\text{AIC} = \text{AIC} - \text{AIC}_{\min}$, Burnham y Anderson 2002) fue usada para comparar los modelos. Los modelos que funcionaron de forma similar al modelo con el AIC más bajo tienen un valor de ΔAIC bajo (~ 2 o menos), mientras que aquellos que funcionaron comparativamente mal tienen un valor de ΔAIC alto ($\sim > 10$). Además, en el caso de los modelos (i)-(iv), se calculó también el R^2 ajustado.

Se realizó el mismo tipo de evaluación para la composición por especie mediante el ajuste de un modelo de regresión logística a los conteos de las muestras de aleta amarilla y barrilete. En el presente análisis se limitaron los datos a muestras de bodegas cuyas capturas no fueron clasificadas por especie y/o categorías de peso durante la descarga (aunque en análisis futuros posiblemente se intente incluir los datos de este tipo de muestra). Se usó una respuesta binomial, en lugar de una respuesta multinomial, porque no figuró atún patudo en estos datos de muestreo. Solamente un 15% de las bodegas muestreadas contenían barrilete. Como resultado, las fracciones de muestras de especies (f) fueron en su mayoría cercanas a 1 (aleta amarilla) o 0 (barrilete), lo cual complica el modelado de estos datos con técnicas estándar. Por este motivo, en este análisis preliminar, solamente los modelos espaciales siguientes fueron ajustados a los datos de conteo de especies:

- i) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de evaluación de poblaciones}$
- ii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de árbol}$
- iii) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestreo}$
- iv) $\log(r_j/[1-r_j]) = \text{constante general} + \text{efecto del área de muestra-árbol}$

donde r_j es la probabilidad que un pez sacado de la j -ésima bodega sea un barrilete. Al igual que con los modelos de peso promedio, estos modelos lineales generalizados fueron ajustados con ponderaciones igual a las cantidades de captura por bodega individual.

5.3. Resultados y discusión

En las Tablas 1 y 2 se presentan los resultados del ajuste de los modelos lineales al peso promedio del aleta amarilla. Estos resultados preliminares pueden ser resumidos como sigue:

- 1) Para la mayoría de los años, la estructura espacial parece dominar la estructura temporal. El ΔAIC para los modelos con mes solamente fueron generalmente más altos que aquel de los modelos con estratos espaciales solamente, y los modelos con una estratificación espacial más fina tenían a menudo ΔAIC más bajos que los modelos con una estratificación espacial más gruesa e interacciones de mes (trimestre). Estos modelos no son, por supuesto, exhaustivos en términos de combinaciones de efectos espaciales y temporales.
- 2) Durante siete de los 12 años (2004-2010), hubo poca diferencia en el funcionamiento ($\Delta\text{AIC} < 3$) de la estratificación por área de muestreo (modelo (iii)) y de la estratificación por área de muestra-árbol (modelo (iv)), y en solamente dos años (2002-2003) funcionó claramente mejor la estratificación de área de muestra-árbol que la estratificación de área de muestra ($\Delta\text{AIC} >> 10$). (Los valores de R^2 ajustados fueron muy similares para los dos tipos de modelo en todos los años). No obstante, parece haber una estructura espacial de mayor significado estadístico en los datos de peso promedio que la que fue capturada por las tres áreas de evaluación de poblaciones o las cuatro áreas de árbol, lo cual indica que, con respecto a la estimación de la captura total, podría ser útil una mayor subdivisión de estas áreas.
- 3) En términos de R^2 ajustado, en muchos años una u otra de las estratificaciones del modelo de evaluación de poblaciones (modelo (i)) y del modelo de árbol (modelo (ii)) funcionó bastante bien comparada con la estratificación por área de muestreo (modelo (iii)). Esto sugiere que, si se añaden unas subáreas a las estratificaciones espaciales de la evaluación de poblaciones o de árbol, se puede explicar niveles similares de variabilidad sin la complicación de crear estratos tan pequeños que es probable que no contengan ningún dato de muestreo.

Los resultados generales de los modelos de regresión logísticos de conteos de especies fueron similares a aquellos de los modelos lineales de peso promedio, y no se presentan aquí. No obstante, hubo más variabilidad interanual, y en un año, los modelos logísticos (iii)-(iv) no convergieron correctamente. Esto parece deberse a una inestabilidad del modelo causada por la predominancia de muestras de aleta amarilla en lances sobre delfines. Un algoritmo de clasificación para la presencia/ausencia de barrilete en la muestra, ajustado a los datos de todos los años combinados, pero con año como predictor adicional (además de 5° latitud, 5° longitud, y mes), señaló una reducción de sólo 5% en el error de predicción de las áreas de evaluación de poblaciones comparado con las áreas de árbol o muestreo, cuando se equilibran los costos relativos de los dos tipos de error de clasificación equivocada. Esto sugiere que los resultados de la regresión logística podrían ser indeseablemente sensibles a fracciones de especies asimétricas, y que son necesarias otras técnicas de análisis.

En resumen, estos resultados preliminares sugieren que un estimador con el nivel de detalle espacial de la ecuación (2) podría no ser necesario, pero que un estimador de la forma de la ecuación (3) podría no ser adecuada porque queda por explicar la variabilidad espacial en los componentes de g más allá del nivel de las áreas de evaluación de poblaciones o de árbol. El trabajo futuro decidirá una modificación de la ecuación (2) que sea práctica (menos subáreas) pero que capture más variabilidad en los datos que la ecuación (3).

En el modelo lineal, los análisis del efecto del crecimiento de los peces sobre el peso promedio no fueron considerados cuando se usó trimestre como predictor (véase distribuciones de frecuencia de talla del análisis de árbol simultáneo). Los análisis futuros pueden tomar en consideración el crecimiento de los peces mediante una repetición de los análisis del peso promedio de peces previamente ‘crecidos’ o ‘encogidos’ a un punto común del año o del trimestre.

6. TRABAJO FUTURO

Se emprenderán los análisis siguientes de los lances sobre delfines durante 2000-2011 en preparación para la revisión externa en octubre de 2012:

- 1) Se realizará un análisis de sensibilidad de los resultados del árbol de regresión simultánea, a fin de explorar y priorizar otros candidatos de estratificaciones de evaluación de poblaciones producidos por ese método. Este análisis de sensibilidad incluirá una evaluación del efecto de la variabilidad interanual sobre los resultados de la estratificación.
- 2) Se realizará un análisis de sub-estratificaciones (por área, período de tiempo) *dentro de* cada candidato de área de evaluación de poblaciones (de (1) u otra parte) con los datos de muestreo en puerto. Se realizarán varios tipos de análisis a fin de obtener orientaciones con respecto a una sub-estratificación espaciotemporal. Se realizarán análisis de árbol de regresión del peso promedio de las muestras, ponderado por la captura total en la bodega, dentro de cada área mayor. Estos tipos de análisis podrían no resultar prácticas en el caso del barrilete en todas las áreas de evaluación, debido al bajo nivel de presencia de barrilete en los lances sobre delfines. Por lo tanto, los resultados del árbol de regresión serán comparados con los resultados de algoritmos de clasificación aplicados a datos sobre la presencia/ausencia de barrilete en las muestras. Las variables dependientes usadas en estos análisis serán 5° latitud y longitud, y mes (trimestre) de pesca. Estos análisis serán realizados con los datos de todos los años, combinados y por separado por año.
- 3) Se espera que los resultados de (2) produzcan candidatos de sub-estratos dentro de áreas de evaluación de poblaciones con definiciones de límites irregulares. Usando regresiones múltiples (o modelos lineales generalizados), los sub-estratos irregulares de (2) serán comparadas con definiciones de sub-estratos similares pero regularizados, así como también con regularizaciones derivadas de colapsar las áreas y/o meses de muestreo en cada área de evaluación de poblaciones. Además, si los sub-estratos de (2) no incluyen un aspecto temporal, estas técnicas pueden ser usadas para evaluar sub-estratos con un escalón de tiempo trimestral forzado (por ejemplo, para que sea consistente con el modelado de evaluación de poblaciones). Los distintos sub-estratos de los modelos lineal y lineal generalizado se-

rán comparados dentro de cada área de evaluación de poblaciones con ponderaciones de AIC, estadísticas diseñadas específicamente para comparaciones de modelos no anidados (por ejemplo, Vuong 1989; Clarke 2007) y validación cruzada. Se usarán los resultados de (2) y (3) para seleccionar un número limitado de sub-estratos dentro de cada área de evaluación de poblaciones.

- 4) Con base en los resultados de los pasos (1) a (3), se desarrollarán reglas de sustitución de vecino más cercano, para usar en la estimación de la composición por especies en la captura en el caso de sub-estratos con captura pero sin datos de muestreo en un año particular.
- 5) Se estimará la captura total por especie, usando la ‘mejor’ estratificación y varias alternativas de (3) a fin de investigar la magnitud de los efectos de sub-estratificación sobre la estimación de la composición por especies de la captura. Se compararán las estimaciones con las estimaciones de captura total derivadas de la estratificación actual (13 áreas de muestreo x 12 meses).

Se computarán estimaciones aproximadas de la varianza de la captura total con un procedimiento *bootstrap* de ‘media muestra’ (Efron 1982), para las alternativas identificadas por (3), así como para la estratificación actual. Se realizará el remuestreo a partir de las distribuciones empíricas de la talla y la composición por especies, en lugar de aplicar *bootstrap* paramétricos. Este procedimiento no incluye un factor finito de corrección de población. No obstante, dado que el nivel anual estimado de cobertura de muestreo de la captura durante 2000-2010 fue aproximadamente 8% (computado como la suma de la captura en las bodegas muestreadas dividida por la captura total de la pesquería), esto probablemente no es crítico. No obstante, si el tiempo lo permite se explorarán otros procedimientos de estimación de la varianza (por ejemplo, procedimientos de remuestreo para estudios de datos que incluyen un factor finito de corrección de población; por ejemplo, Sitter 1992).

RECONOCIMIENTOS

Agradecemos a Joydelee Marrow y Nickolas Vogel su ayuda con las bases de datos.

REFERENCES–REFERENCIAS

- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2010. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2008](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical, Informe de Evaluación de Stocks 10, páginas 116-228.
- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2012a. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2010](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical, Informe de Evaluación de Stocks 12, páginas 3-110.
- Aires-da-Silva, A. y Maunder, M.N. 2012b. [Condición de los stocks de atunes y peces picudos en 2010](#). Comisión Interamericana del Atún, Informe de Evaluación de Stocks 12, páginas 111-122.
- Breiman, L., Friedman, J.H., Olshen, R.A., Stone, C.J. 1984. *Classification and Regression Trees*. Chapman & Hall/CRC. 358 pp.
- Burnham, K.P. y Anderson, D.R. 2002. Model Selection and Multimodel Inference. Springer.
- Clarke, K.A. 2007. A simple distribution-free test for nonnested hypotheses. Political Analysis 15:3.
- Efron, B. 1982. The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- Holt, D. y Smith, T.M.F. 1979. Post stratification. Journal of the Royal Statistical Society, Series A 142, Part 1: 33-46.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A., Minami, M. Presentado. A simultaneous multivariate regression tree approach to defining population spatial units using frequencies of individual characteristics and times series of abundance. Fisheries Research, March 2012.
- Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Tomlinson, P.K., Aires-da-Silva, A., Pérez, A., McCracken, M. 2011. Poststratified estimators of total catch for the purse-seine fishery port-sampling data. Documento SAC-02-10 presentado en la Segunda Reunión ed at the 2nd Scientific Advisory Meeting of the Comisión Interamericana del Atún Tropical, 9-12 May, 2012, La Jolla, CA ,USA.
- Lennert-Cody, C.E., Minami, M., Tomlinson, P.K., Maunder, M.N. 2010. Exploratory analysis of spatial-

- temporal patterns in length-frequency data: an example of distributional regression trees. *Fisheries Research* 102: 323-326.
- Maunder, M.N., Lennert-Cody, C.E., Aires-da-Silva, A., Bayliff, W.H., Tomlinson, P.K., and Schaefer, K.M. 2010. Summary of data available for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean and its use in stock assessment. Document BET-01-07. External Review of IATTC Bigeye Tuna Assessment, 3-7 May, 2010, La Jolla, California, U.S.A.
- Sitter, R.R. 1992. A resampling procedure for complex survey data. *Journal of the American Statistical Association* 87: 755-765.
- Suter, J.M. 2010. [An evaluation of the area stratification used for sampling tunas in the eastern Pacific Ocean and implications for estimating total annual catches](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical Special Report 18.
- Thompson, S.K. 1992. Sampling. Wiley.
- Tomlinson, P.K. 2004. [Muestreo de la composición por especie y distribución de frecuencia de talla de la captura de atún del Océano Pacífico oriental](#). Comisión Interamericana del Atún Tropical Stock Assessment Report 4, páginas 311-333.
- Valliant, R. 1993. Poststratification and conditional variance estimation. *Journal of the American Statistical Association* 88: 89-96.
- Vuong, Q. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57: 307-334.
- Watters, G.M. 1999. Geographical distributions of effort and catches of tunas by purse-seine vessels in the eastern Pacific Ocean during 1965-1998. IATTC Data Report 10.
- Wild, A. 1986. Crecimiento del atún aleta amarilla, *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico oriental, basada en los incrementos de los otolitos Comisión Interamericana del Atún Tropical Bulletin 18, 421-482.
- Wood, S.N. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction with R. Chapman and Hall/CRC. 391 pp.