

PRELIMINARY ESTIMATION OF AGE- AND SEX-SPECIFIC NATURAL MORTALITY OF BIGEYE TUNA IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN BY APPLYING A COHORT ANALYSIS WITH AUXILIARY INFORMATION TO TAGGING DATA

Mark N. Maunder, Alexandre Aires-da-Silva, Richard Deriso, Kurt Schaefer, and Daniel Fuller

CONTENTS

1. Summary	253
2. Introduction	253
3. Method	253
4. Results	256
5. Discussion	257
Figures	259
Tables	269
References	278

1. SUMMARY

Cohort analysis is used to analyze release and recovery tagging data to estimate age- and sex-specific natural mortality for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. The model allows simultaneously fitting to 1) tagging data, 2) estimates of natural mortality from previous analyses, and to 3) sex ratio (proportion of females at age). The estimates of natural mortality are consistent with the values assumed in the most recent stock assessment. However, the estimates are highly uncertain, and dependent on the assumed reporting rate for the fish with archival tags recovered by the longline fishery. The apparent restricted movement of bigeye tuna inhibits mixing of the tagged fish over the entire eastern Pacific, and limits the recoveries of large tagged bigeye in the longline fishery. Therefore, a more comprehensive tagging program is needed with a wider spatial distribution of releases, releases of older bigeye tuna, improved reporting rates for conventional tags from the longline fisheries, and estimates of reporting rates.

2. INTRODUCTION

Natural mortality (M) is one of the most important parameters used in fisheries stock assessment models. The natural mortality directly influences the production function of the stock, which determines the status of the stock in terms of both biomass and fishing mortality (Maunder 2003). Unfortunately, natural mortality is one of the most difficult parameters to estimate for fish populations (Vetter 1988). One of the best methods to estimate natural mortality is analysis of tagging data (*e.g.* Hampton 2000).

We develop a cohort analysis approach to analyze tag release and recovery data that also includes auxiliary information, such as previous estimates of natural mortality and sex ratio (proportion of females at age), to estimate age- and sex-specific natural mortality. We apply this method to bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean (EPO), and estimate the impact of the new estimates on management quantities estimated by a stock assessment model. We also investigate the estimation of natural mortality within the stock assessment model, and compare the results with those estimated from the tagging data.

3. METHOD

Cohort analysis is used to analyze tag release and recovery data to estimate age-specific natural mortality. The estimation method is based on the assumption that, if mortality due to fishing (the recoveries) is known, then the remaining mortality is due to natural causes, and this can be estimated by assuming that, at some age, all individuals have died. The method works because the number of releases must equal the number of individuals that die from natural causes plus the recoveries (assuming no emigration, and adjusting for tag shedding, reporting rates, and tag-induced mortality). Age-specific natural mortality can

be estimated if releases are made at each age and the age of the individuals is known.

A tag cohort, defined in the application as all the fish released at the same age with the same type of tag, is modeled assuming that the recoveries are removed at the middle of the time period (quarter in the application) and releases are at the start of the time period.

$$N_{a+1} = \left(N_a e^{-0.5M_a - 0.5\eta} - \sum_g \frac{C_{g,a}}{\lambda_g} \right) e^{-0.5M_a - 0.5\eta}$$

where M_a is the natural mortality at age a , $C_{g,a}$ is the catch (recoveries) at age a in fishery g , λ_g is the reporting rate for fishery g , and η is the continuous tag-related mortality or tag loss.

To avoid computational problems, the cohort is modeled in reverse time:

$$N_a = \frac{\frac{N_{a+1}}{e^{-0.5M_a - 0.5\eta}} + \sum_g \frac{C_{g,a}}{\lambda_g}}{e^{-0.5M_a - 0.5\eta}}$$

The above model assumes that the exploitation rate on the greatest age for which recoveries are observed is one (*i.e.* the numbers of tagged fish at that age equal the number of recoveries modified by half a time period's natural mortality and tag loss). This assumption can be relaxed by dividing the recoveries for the maximum age for which recoveries are observed, for that cohort, by a terminal mortality. The age for which this is applied may differ among the cohorts modeled.

The parameters of the model are estimated by fitting the model predicted numbers for a cohort at the age at release to the actual releases, adjusted by the initial tag loss and tag-related mortality τ . The standard deviation of the negative log-likelihood is assumed to be proportional to the square root of the number of releases:

$$-\ln[L(\theta | R)] = \sum_i \ln[\sigma_R \sqrt{R_i}] + \frac{(N_{i,a} - R_i(1 - \tau))^2}{2(\sigma_R \sqrt{R_i})^2}$$

3.1. Parameterizing natural mortality

There may not be enough information in the tagging data, or releases may not include all age groups, so it is not possible to estimate a natural mortality parameter for each age. Therefore, a functional form for the natural mortality may be required. Natural mortality may also differ between males and females. The natural mortality is parameterized based on “broken stick” models (Methot 2005). The natural mortality rate declines linearly from M_0 at age zero to M_c at age c , and is constant at that level until the age at maturity. The natural mortality for these ages is the same for males and females. At the age when individuals begin to mature (a_{matLB}), natural mortality increases to $M_{A,s}$ at the age when most individuals are mature (a_{matUB}) (the maximum age in the model), which can differ between males and females.

$$M_{m,a} = \begin{cases} M_0 - \frac{M_0 - M_c}{c} a & a < c \\ M_c & c \leq a \leq a_{matLB} \\ M_c + \frac{M_{A,m} - M_c}{a_{matUB} - a_{matLB}} (a - a_{matLB}) & a_{matLB} < a \leq a_{matUB} \\ M_{A,m} & a_{matUB} < a \end{cases}$$

$$M_{f,a} = \begin{cases} M_c + \frac{M_{m,a}}{a_{matUB} - a_{matLB}} (a - a_{matLB}) & a \leq a_{matLB} \\ M_c + \frac{M_{A,f} - M_c}{M_{A,f}} (a - a_{matLB}) & a_{matLB} < a \leq a_{matUB} \\ M_c + \frac{M_{A,f} - M_c}{M_{A,f}} (a - a_{matLB}) & a_{matUB} < a \end{cases}$$

The combined-sex natural mortality, which is needed if the released fish are not sexed, is calculated as

$$M_a = \frac{N_{a,f}M_{a,f} + N_{a,m}M_{a,m}}{N_{a,f} + N_{a,m}}$$

where

$$\begin{aligned} N_{f,0} &= p_{f,0} \\ N_{m,0} &= 1 - p_{f,0} \\ N_{s,a+1} &= N_{s,a} e^{-M_{s,a}} \end{aligned}$$

where $p_{f,0}$ is the proportion female at age zero.

3.2. Fitting to auxiliary data

Estimates of natural mortality by age obtained from the results of other studies are fitted in the model, using a normal-distribution-based likelihood function.

$$-\ln[L(\theta | M^{obs})] = \sum_i \ln[\sigma_{M,i}] + \frac{(M_i^{obs} - M_a)^2}{2\sigma_{M,i}^2}$$

where M_i^{obs} is the value of natural mortality at age a for auxiliary data i .

The model is fitted to the proportion-female data using a binomial distribution

$$-\ln[L(\theta | n)] = -\sum_i n_{f,i} \ln[p_i] + n_{m,i} \ln[1 - p_i]$$

$$p_i = \frac{N_{f,a}}{N_{f,a} + N_{m,a}}$$

where p_i is the proportion of females at age a in sample i .

3.3. Application

The method was applied to tagging data for bigeye tuna in the EPO, which include both archival tags and conventional tags. The model was conducted on a quarterly time step. Recoveries were aggregated into two fisheries, surface (purse seine and pole-and-line) and longline. Immediate and continuous tag loss/mortality were assumed negligible for archival tags, immediate tag loss was set equal to 3% for conventional tags (Maunder *et al.* 2007), and continuous tag loss for conventional tags was set equal to $0.1y^{-1}$ ($0.025 \text{ quarter}^{-1}$) (Maunder *et al.* 2007). Separate standard deviations are estimated for the archival and conventional tag release likelihood functions.

Estimates of natural mortality for bigeye tuna in the western and central Pacific Ocean (Hampton 2000) were used as auxiliary data. A single standard deviation for the likelihood function, which was used for all estimates, was estimated as a parameter in the model.

Proportion female data were taken from the purse-seine (Schaefer *et al.* 2005) and longline fisheries (Naozumi Miyabe, pers. com.). The sample sizes for the longline data were divided by 100 to make the

sample sizes similar to those for the purse-seine fishery. Data for large fish only were used for the longline fisheries, because the proportion female for small fish in the longline fisheries is suspected to be biased downward.

Age at release (and ages for the proportion female data and auxiliary M estimates) is estimated by taking the von Bertalanffy curve used in the assessment and assigning to that age all lengths equal to the length at age and less than the length equal to the length at age + 1.

There is little information in the data about the tag reporting rates, so we fixed the archival tag reporting rate for the purse-seine and the longline at several different trial levels (0.6, 0.7, 0.8 and 0.4, 0.6, 0.8, respectively). We also present results from an analysis that estimates all the reporting rates, and an analysis that sets the purse-seine and the longline archival tag reporting rates to a single estimated parameter. The estimates of natural mortality are then used in the bigeye tuna Stock Synthesis (Methot 2009) assessment model of Aires-da-Silva and Maunder (2009) to determine 1) how consistent the estimates of natural mortality are with the assumed population dynamics and other data used in the stock assessment and 2) how they influence the estimates of management quantities. We also investigate estimating the natural mortality inside the stock assessment model, and then evaluate the estimates of natural mortality with the tagging model.

4. RESULTS

The model fits the release, natural mortality, and proportion female data reasonably well for all trial reporting rates (Figures 1 and 2). The estimates of natural mortality appear reasonable, but are very uncertain (Figure 3); the coefficient of variation for these estimates ranges from 0.60 to 0.84 for all but the youngest ages. The results are highly dependent on the reporting rates, for which there is little information available, particularly for the archival tags on fish caught by the longline fishery (Figures 4 to 6).

The estimates of natural mortality generally increase as the trial reporting rates increase (Table 1). The total negative log-likelihood is similar for all trial reporting rates. The negative log-likelihood for the sex ratio data is the same for all trial reporting rates. The greatest change in the negative log-likelihood is due to the fit to Hampton's estimates of natural mortality for low archival tag reporting rates for the purse-seine fisheries.

At high trial reporting rates of archival (Figure 4) or conventional (Figure 6) tags for the purse-seine fishery, the longline archival reporting rates are estimated to be one, and the estimates of natural mortality for mature individuals decline as the reporting rates are increased. At high reporting rates, the estimated natural mortality of mature individuals can be less than that for age 5. Since the reporting rate must be equal to or less than one, this suggests that the reporting rate for conventional and archival tags in the purse-seine fishery should be no more than 0.70 and 0.85, respectively.

Both the natural mortality assumed in the stock assessment model and that estimated in the stock assessment model provide slightly worse fits to the tag recovery data and moderately worse fits to Hampton's natural mortality estimates (Table 1).

When the estimate of the natural mortality from the tagging analysis is used in the stock assessment model, the negative log-likelihood is moderately better than in the most recent assessment, but not as good as when the natural mortality is estimated within the stock assessment model (Table 1). The improved fit occurs in the two main data sets (indices of abundance based on catch per unit of effort (CPUE) and length composition data) and in the penalty on the temporal recruitment deviates. The fit to the data is better for the higher reporting rates, and consequently for the higher levels of natural mortality.

The estimates of management parameters from the stock assessment model are sensitive to the assumed value of the reporting rates (Table 1). The greater the reporting rates, the more optimistic the estimated stock status. Maximum sustainable yield (MSY), the ratio of the current spawning biomass to the

spawning biomass corresponding to MSY, and the F multiplier (the ratio of the current effort to the effort corresponding to MSY) all generally increase with the assumed value for the reporting rate. The estimates of the F multiplier are highly dependent on the longline archival tag reporting rate (Figure 7).

5. DISCUSSION

The results of the tagging analysis suggest that the general trend in age- and sex-specific natural mortality used in the most-recent stock assessment for bigeye in the EPO (Aires-da-Silva and Maunder 2009) is reasonable, except that the natural mortality for males may also increase as they mature. However, there is considerable uncertainty in the estimates, and they are highly dependent on the reporting rate for fish with archival tags recovered by the longline fishery.

Application of the cohort analysis approach requires reporting of every tagged individual that is recovered, or reliable estimates of reporting rates. Experiments for estimation of the reporting rates of conventional tags for purse-seine vessels were considered unsuccessful due to tag shedding problems (Maunder *et al.* 2007). It was thought that improper placement of tags by inexperienced taggers caused high levels of tag loss while the fish were in the vessel wells. The reporting rate analysis used logistic regression with species (bigeye, yellowfin, and skipjack tunas), tag type (single- or double-tagged), and fish length as explanatory variables. The estimates of reporting rate for bigeye tuna ranged from 0.55 to 0.85. The reporting rate declined with length, and was greater for double-tagged fish (Figure 8). The estimates of conventional tag reporting rates for purse-seine fisheries from the cohort analysis are consistent with the reporting rates of Maunder *et al.* (2007), suggesting that the estimates of Maunder *et al.* (2007) may not be as biased as initially thought. Reporting rates of conventional tags from longline vessels in the EPO are considered to be low, which is corroborated by the estimates from this study.

The cohort analysis approach treats the fishing mortality of tagged fish at age as independent of fishing mortality experienced by the stock as a whole. This accommodates any incomplete mixing of the tagged fish over the entire distribution of the stock. Comparison of the observed recoveries by fishery with the expected recoveries of archival tags based on estimates of fishing mortality rates from the assessment model show that there are more purse-seine recoveries and less longline recoveries than expected (Figure 9). The non-mixing is apparent in the movement trajectories of fish with archival tags compared to the spatial distribution of the catch by fishery (Schaefer and Fuller 2009; Figure 10). In particular, few tagged individuals move into the areas in which the majority of the longline catch is taken, although the movement illustrated in Figure 10 may be biased if the tagged fish caught in the longline fishery are less frequently reported. The low recovery rate for the longline fishery could also be due to low reporting rates. Comparison of the archival tag recoveries in the longline fishery as a ratio of the archival tag recoveries in the purse-seine fishery with the catch in the longline fishery as a ratio of the catch in the purse-seine fishery suggests that the reporting rate for archival tags in the longline fishery is considerably less than in the purse-seine fishery. However, the ratio of observed recoveries to expected recoveries increases with age, and is probably related to the time at liberty, indicating that the low recovery rate in the longline fishery is due to the slow mixing rate (Figure 9).

Greater reporting rates correspond to higher levels of natural mortality. Some of the reporting rates also correspond to increased natural mortality for mature males. The negative log-likelihood for the stock assessment model is lower for higher natural mortality rates, suggesting that the higher natural mortality is more consistent with the assumed population dynamics of bigeye tuna in the EPO and the size composition data and the CPUE data. One interesting aspect of the higher natural mortality rates is that they increase the estimated recruitment for the period prior to the expansion of the purse-seine fishery on floating objects (Figure 11). In the most recent assessment (Aires-da-Silva and Maunder 2009), the estimated recruitment increases around the time of the expansion of that fishery. It has been suggested that this is a consequence of a “new” component of the stock being fished. However, it may be due to the simultaneous decline in the longline catch and a misspecified natural mortality.

The method used to analyze the tagging data assumes that, at the time of the last recovery, all the tagged

fish are dead, but this may not be true for the more recent tagging experiments. We excluded data from the more recent experiments to avoid this bias. If older fish are not selected by the fisheries or, as in this application, the fisheries that catch the older fish have low reporting rates, there may be fish not represented in the analysis.

Other factors that may bias the estimates of natural mortality include tag loss and tag-induced mortality. Tag loss of conventional tags is included in the model, based on estimates from double-tagging experiments (Maunder *et al.* 2007). Initial tag loss has been shown to be low, and continuous tag loss moderate. No estimates of tag-related mortality are available. Initial tag-related mortality would reduce the effective number of releases, and continuous tag-related mortality would be confounded with natural mortality. Both cases would cause natural mortality to be overestimated.

The modeling approach will continue to be improved, by including tag return data as they become available, and with additional analyses. For example, incorporating data into the analysis by release group (*i.e.* year of release) will allow evaluation of residuals in more detail. This may help determine which release groups have been effectively removed from the stock, so that the exploitation rate of the last year is one. Finally, integrating the cohort analysis method with the stock assessment model would allow the length-frequency data to also provide information on natural mortality. This may provide information on the increase in natural mortality for mature males.

The natural mortality estimates are highly dependent on the recoveries of older bigeye tuna caught in the longline fishery. There is no information in the data on the reporting rates for the archival tags caught in the longline fishery, and therefore the estimates of natural mortality are highly uncertain. Our results suggest that a more comprehensive tagging program is needed, with a wider spatial distribution of releases, releases of older bigeye tuna, improved reporting rates of conventional tags from the longline fisheries, and estimates of reporting rates.

Acknowledgement

Naozumi Miyabe provided the proportion-female data for the Japanese longline fishery.

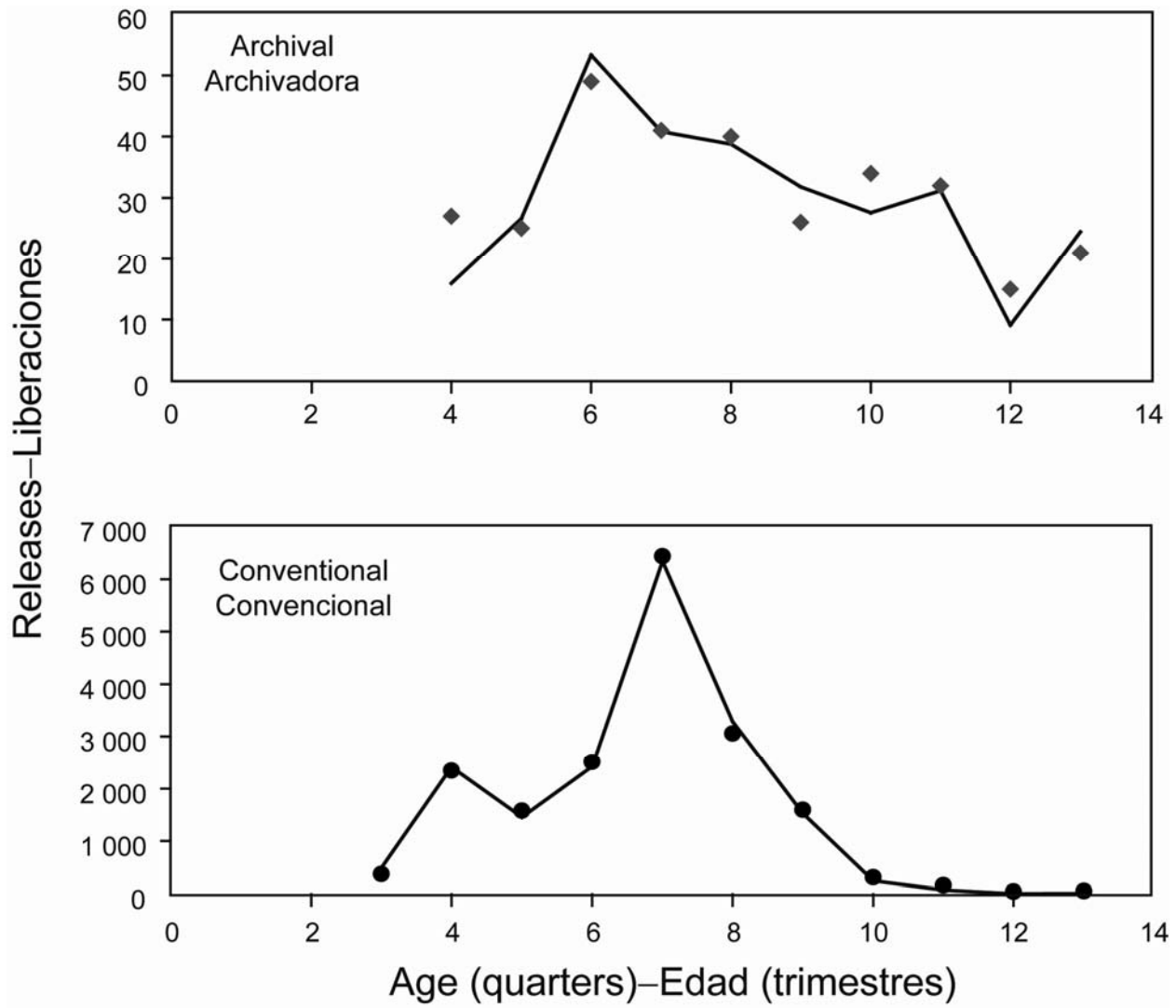


FIGURE 1. Fit of the model to the number of releases, by tag type.
FIGURA 1. Ajuste del modelo al número de liberaciones, por tipo de marca.

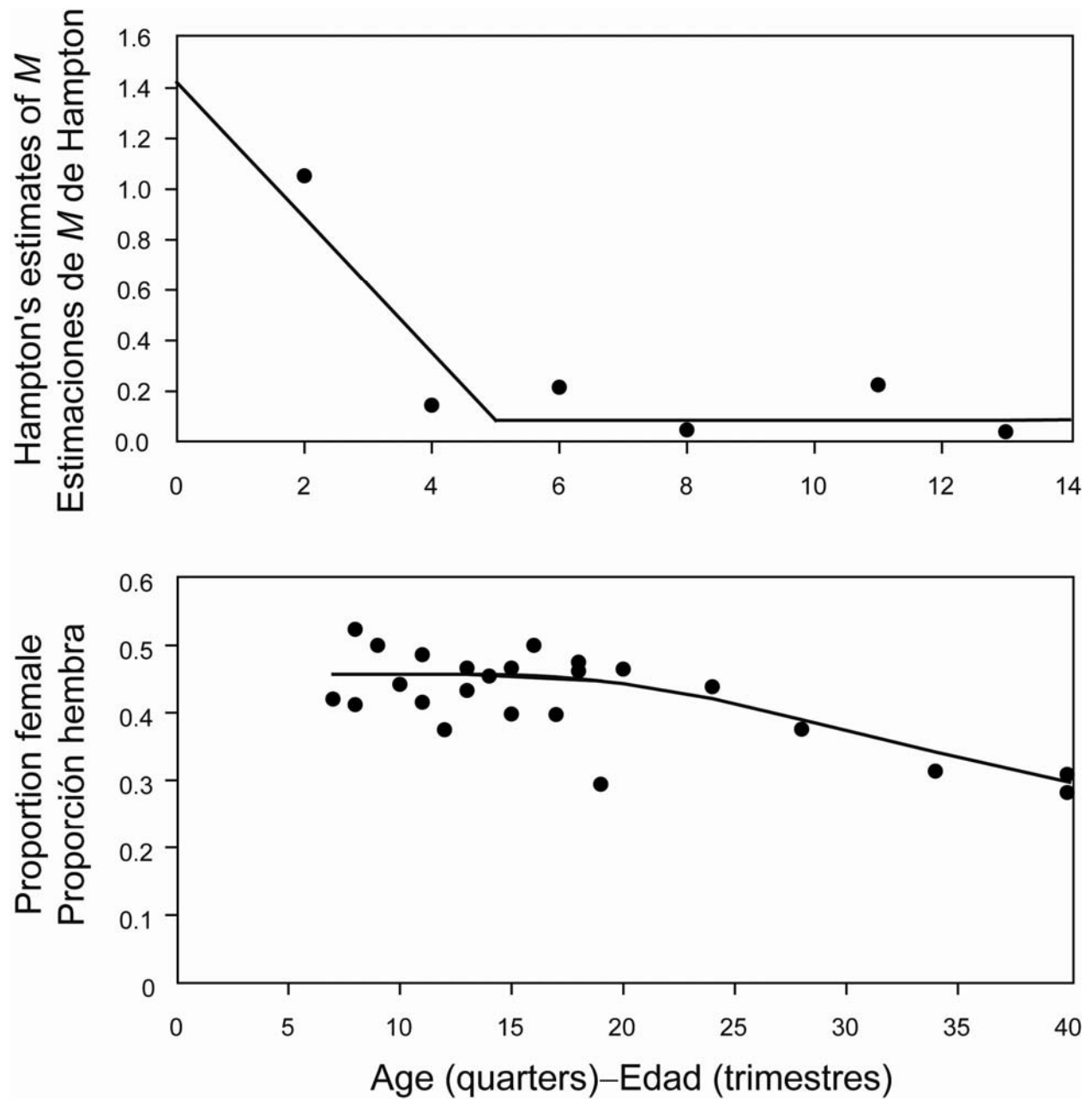


FIGURE 2. Fit to Hampton's (2000) estimates of natural mortality (upper) and the proportion-female data (lower).

FIGURA 2. Ajuste a las estimaciones de Hampton (2000) de mortalidad natural (arriba) y los datos de proporciones de hembras (abajo).

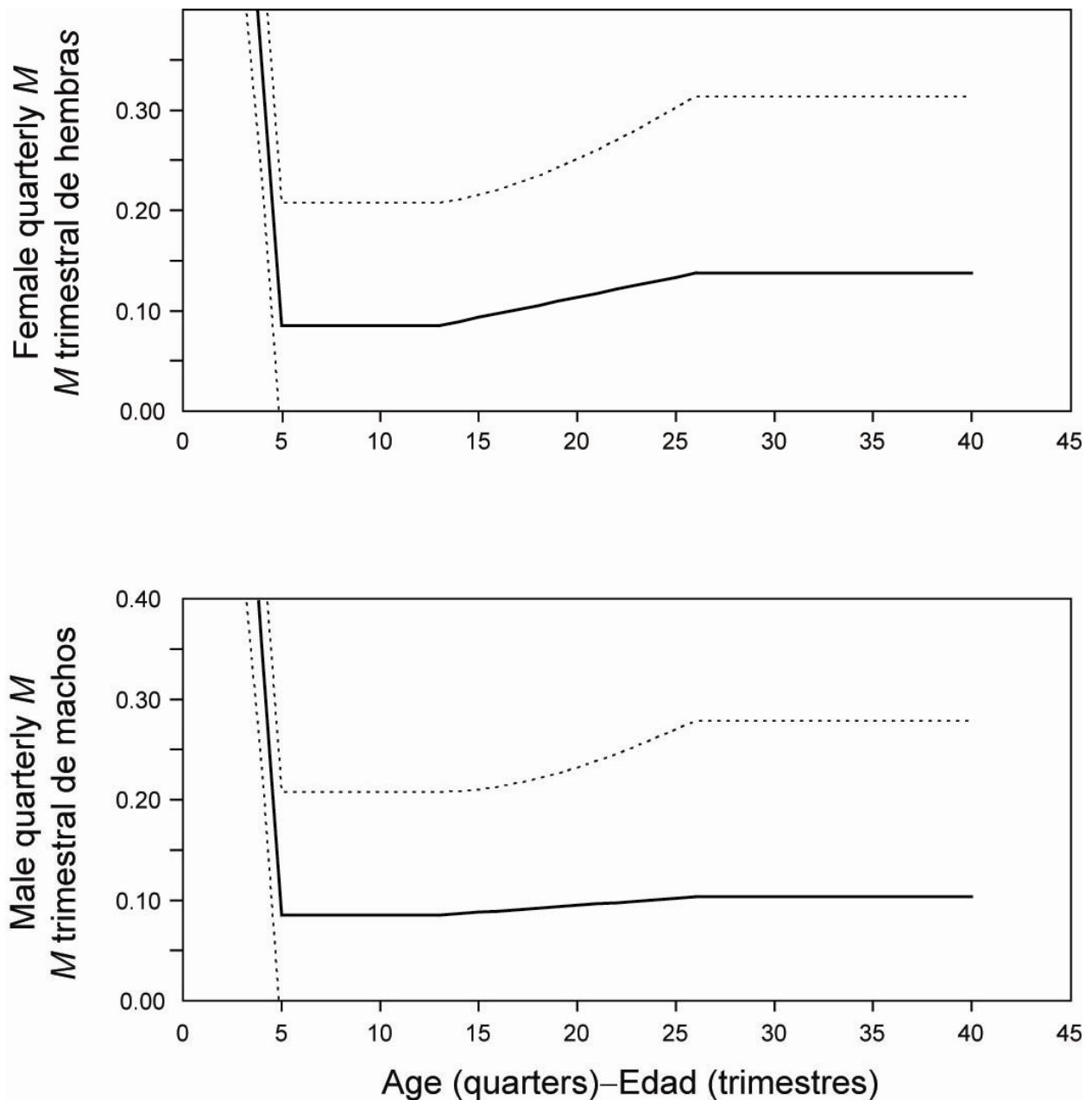
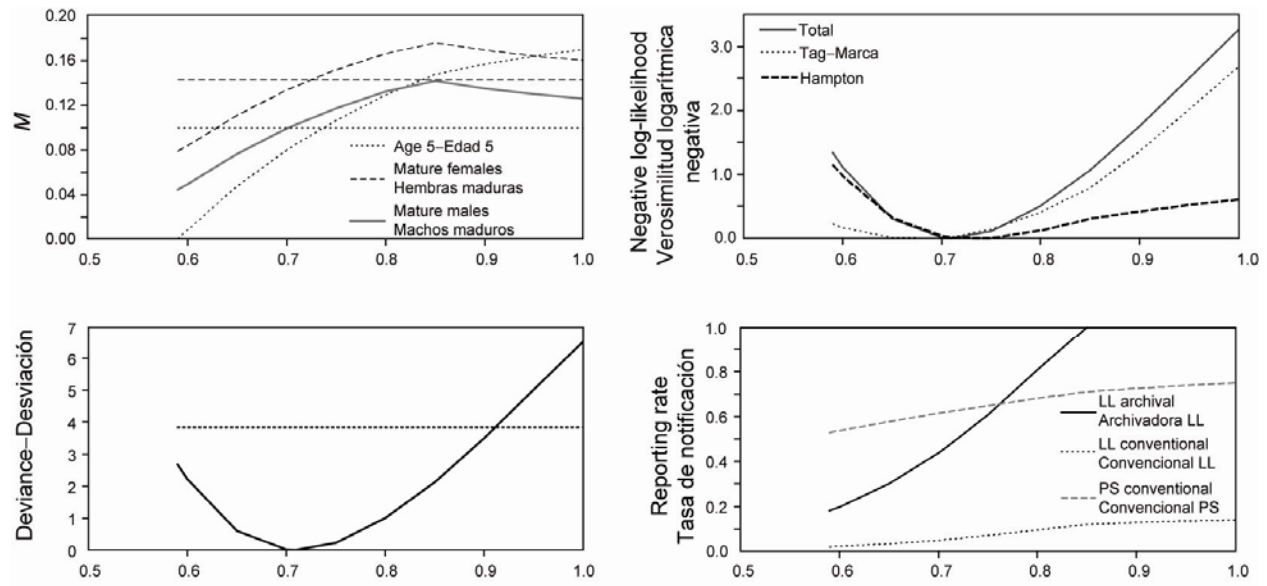


FIGURE 3. Estimates of female (upper) and male (lower) quarterly natural mortality, by age in quarters, with 95% confidence intervals. The range of the y-axis has been restricted to show the contrast in the natural mortality for older bigeye.

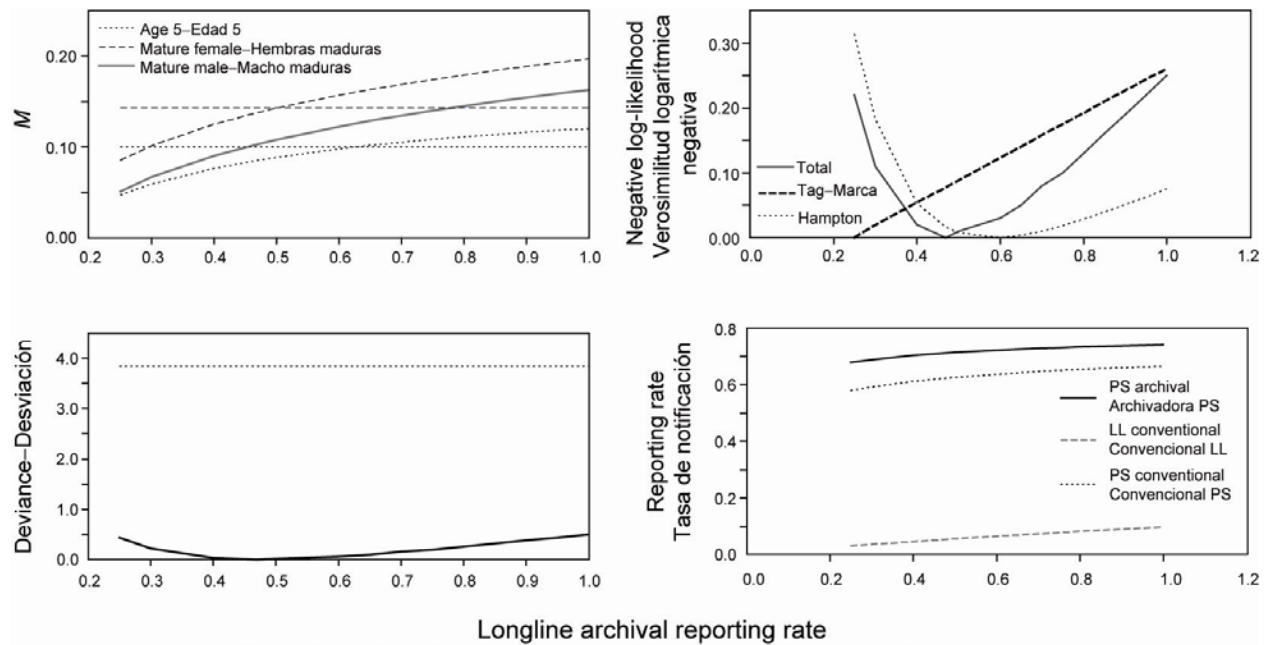
FIGURA 3. Estimaciones de la mortalidad natural trimestral de hembras (arriba) y machos (abajo), por edad en trimestres, con intervalos de confianza de 95%. Se ha limitado el alcance del eje y para ilustrar el contraste de la mortalidad natural del patudo de mayor edad.



Purse-seine archival tag reporting rate
Tasa de notificación de marcas archivadoras en la pesquería de cerco

FIGURE 4. Estimates of natural mortality (upper left), negative log-likelihood (upper right), deviance (lower left), and reporting rates (lower right) for different fixed values of the archival tag reporting rates for the purse-seine fishery. The horizontal lines in the upper left figure represent the natural mortality rate for intermediate-aged bigeye (dotted line) and the mature females (dashed line) assumed in the stock assessment. The horizontal line in the lower left figure is the deviance corresponding to the 95% confidence interval. LL: longline; PS: purse seine.

FIGURE 4. Estimaciones de la mortalidad natural (superior izquierdo), valor negativo del logaritmo de la verosimilitud (superior derecho), desviación (inferior izquierdo), y tasas de notificación (inferior derecho) correspondientes a distintos valores fijos de las tasas de notificación de marcas archivadoras de la pesquería de cerco. Las líneas horizontales en la figura superior izquierda representan la tasa de mortalidad natural del patudo de edad intermedia (línea de trazos) y de hembras maduras (línea de trazos) supuesta en la evaluación de la población. La línea horizontal en la figura inferior izquierda es la desviación correspondiente al intervalo de confianza de 95%. LL: palangre; PS: red de cerco.



Tasa de notificación de marcas archivadoras en la pesquería de palangre

FIGURE 5. Estimates of natural mortality (upper left), negative log-likelihood (upper right), deviance (lower left), and reporting rates (lower right) for different fixed values of the archival tag reporting rates for the longline fishery. The horizontal lines in the upper left figure represent the natural mortality rate for intermediate-aged bigeye (dotted line) and the mature females (dashed line) assumed in the stock assessment. The horizontal line in the lower left figure is the deviance corresponding to the 95% confidence interval.

FIGURA 5. Estimaciones de la mortalidad natural (superior izquierdo), valor negativo del logaritmo de la verosimilitud (superior derecho), desviación (inferior izquierdo), y tasas de notificación (inferior derecho) correspondientes a distintos valores fijos de las tasas de notificación de marcas archivadoras de la pesquería de palangre. Las líneas horizontales en la figura superior izquierda representan la tasa de mortalidad natural del patudo de edad intermedia (línea de trazos) y de hembras maduras (línea de trazos) supuesta en la evaluación de la población. La línea horizontal en la figura inferior izquierda es la desviación correspondiente al intervalo de confianza de 95%.

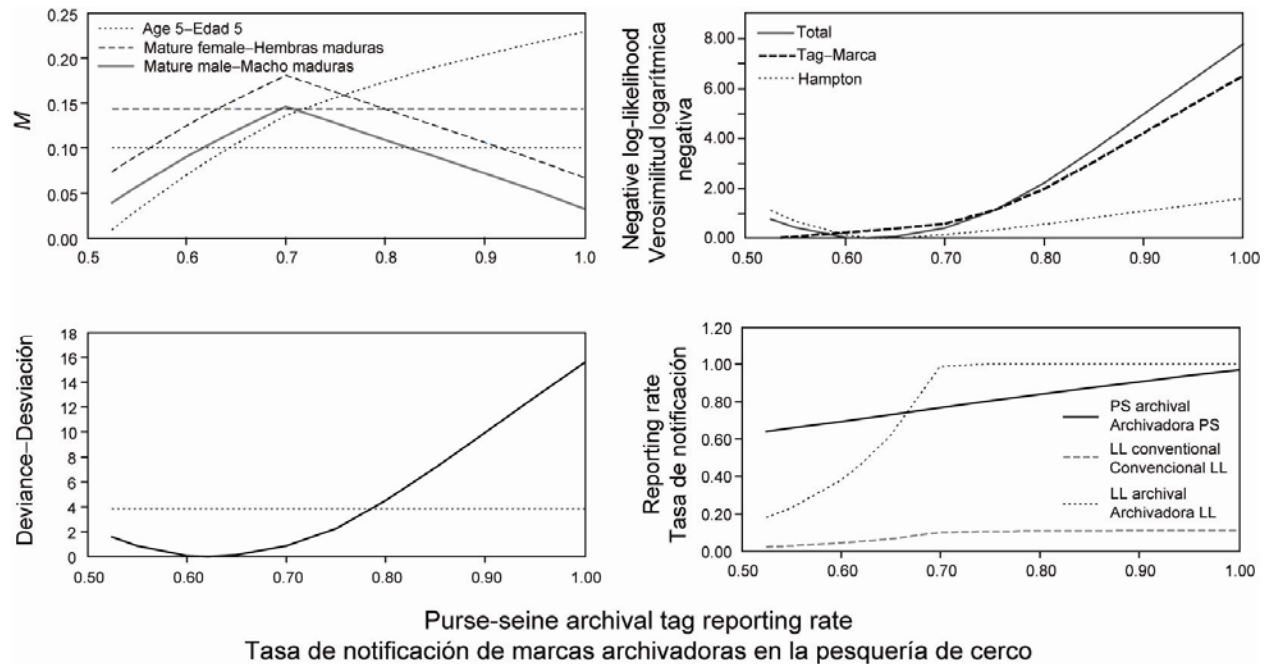


FIGURE 6. Estimates of natural mortality (upper left), negative log-likelihood (upper right), deviance (lower left), and reporting rates (lower right) for different fixed values of the conventional tag reporting rates for the purse-seine fishery. The horizontal lines in the upper left figure represent the natural mortality rate for intermediate-aged bigeye (dotted line) and the mature females (dashed line) assumed in the stock assessment. The horizontal line in the lower left figure is the deviance corresponding to the 95% confidence interval.

FIGURA 5. Estimaciones de la mortalidad natural (superior izquierdo), valor negativo del logaritmo de la verosimilitud (superior derecho), desviación (inferior izquierdo), y tasas de notificación (inferior derecho) correspondientes a distintos valores fijos de las tasas de notificación de marcas convencionales de la pesquería de palangre. Las líneas horizontales en la figura superior izquierda representan la tasa de mortalidad natural del patudo de edad intermedia (línea de trazos) y de hembras maduras (línea de trazos) supuesta en la evaluación de la población. La línea horizontal en la figura inferior izquierda es la desviación correspondiente al intervalo de confianza de 95%.

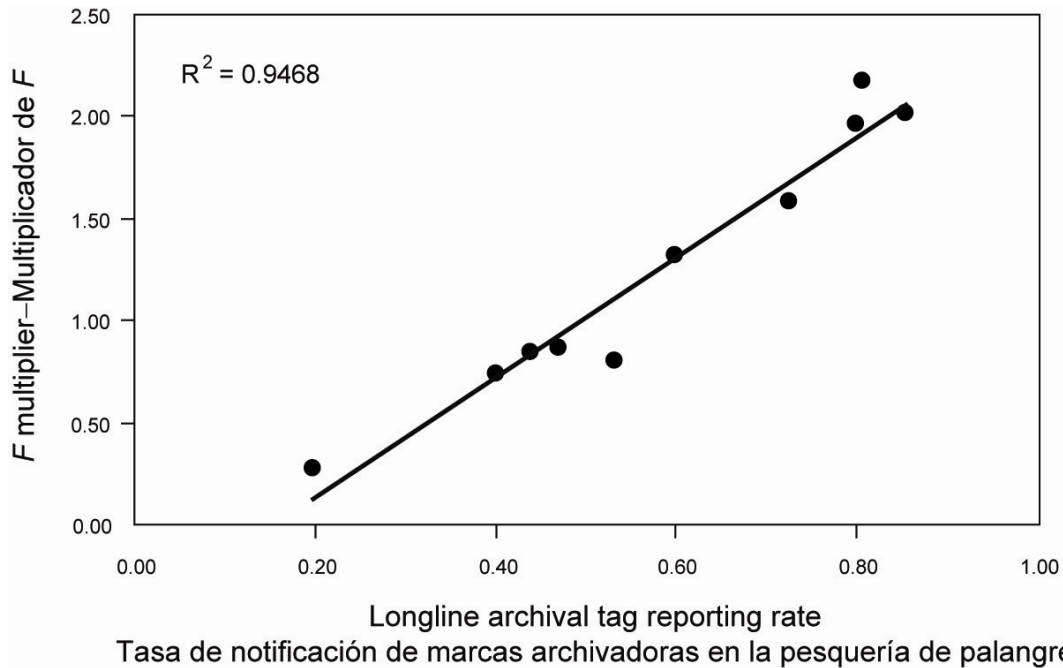


FIGURE 7. Correlation of the estimated F multiplier with the assumed value of the reporting rate of archival tags by the longline fishery.

FIGURA 7. Correlación del multiplicador de F estimado con el valor supuesto de la tasa de notificación de marcas archivadoras por la pesquería de palangre.

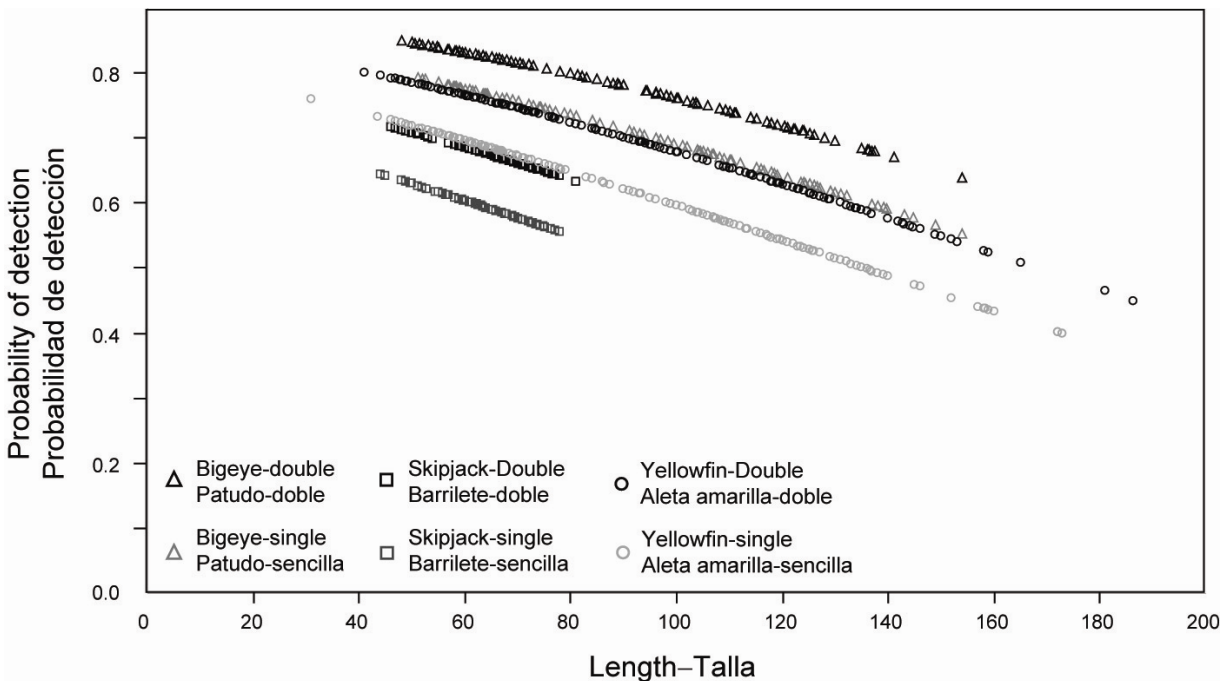


FIGURE 8. Estimates of conventional tag reporting rate by purse seiners from a tag-seeding experiment, using logistic regression with species, tag type (single or double tagged), and length as explanatory variables.

FIGURA 8. Estimaciones de la tasa de notificación de marcas convencionales por buques de cerco de un experimento de sembrado de marcas, usando una regresión logística con especie, tipo de marca (sencilla o doble), y talla como variables explicativas.

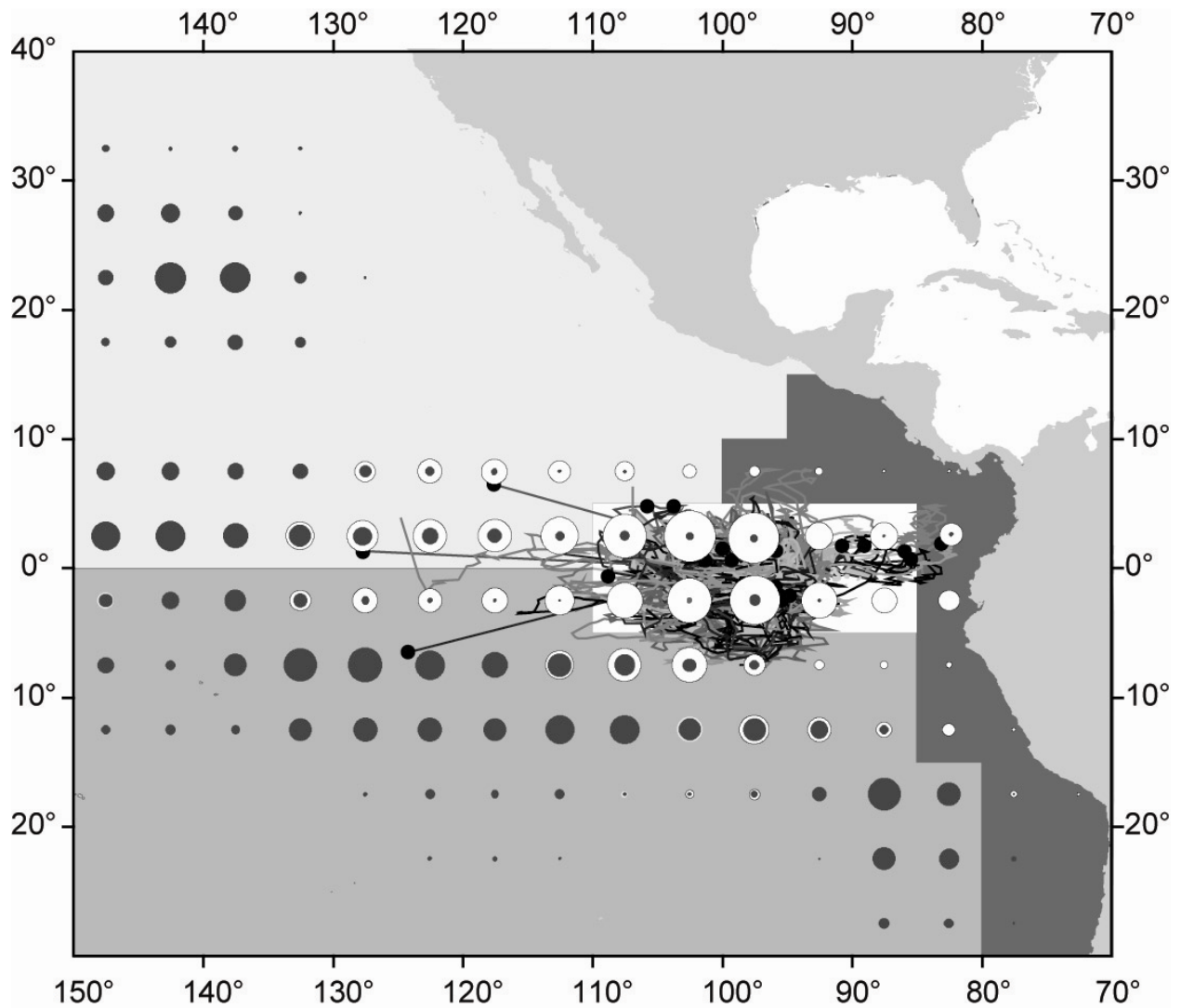


FIGURE 10. Comparison of archival tag movement tracks with spatial distribution of longline (dark circles) and purse seine (light circles) catches. The catch is the average over 2000-2006. The archival tag movement paths are based on data for 2000-2006 (Schaefer and Fuller 2009).

FIGURA 10. Comparación de las rutas de desplazamiento de marcas archivadoras con la distribución espacial de las capturas de palangre (círculos oscuros) y de cerco (círculos claros). La captura es el promedio durante 2000-2006. Las rutas de desplazamiento de las marcas archivadoras se basan en datos de 2000-2006 (Schaefer y Fuller 2009).

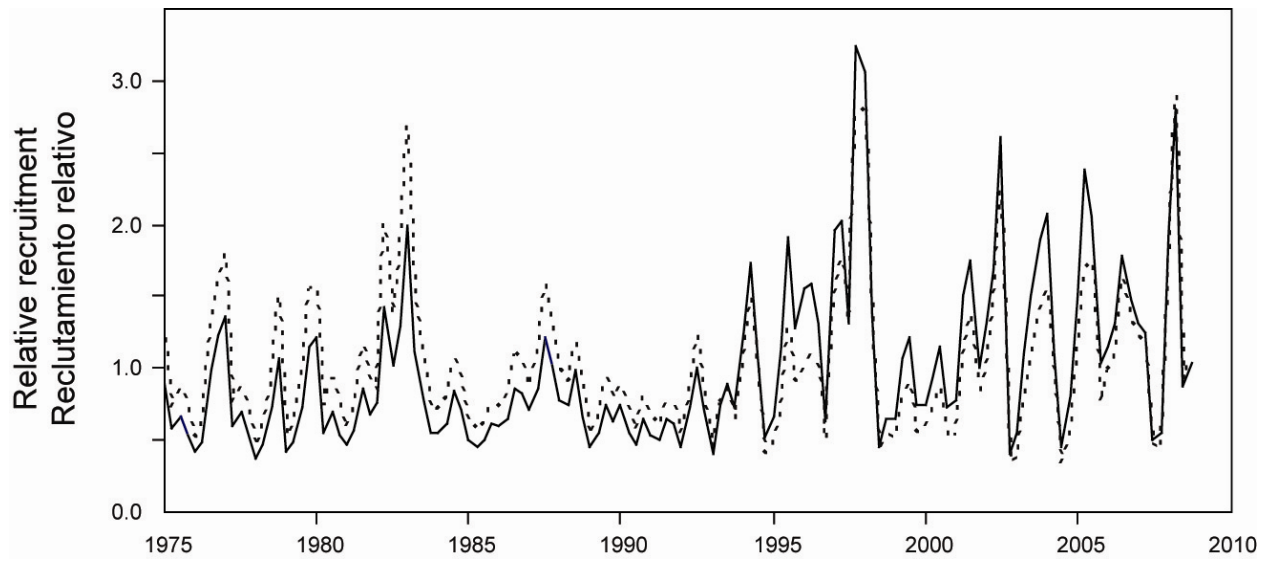


FIGURE 11. Estimates of relative recruitment from the most recent assessment (Aires-da-Silva and Maunder 2009; solid line) and from an assessment using estimates of natural mortality based on the cohort analysis with the purse-seine archival tag reporting rate set at 0.8 (dashed line).

FIGURA 11. Estimaciones del reclutamiento relativo de la estimación más reciente (Aires-da-Silva y Maunder 2009; línea sólida) y de una evaluación que usa estimaciones de mortalidad natural basadas en el análisis de cohortes con la tasa de notificación de marcas archivadoras en la pesquería de cerco fijada en 0.8 (línea de trazos).

TABLE 1. Negative log-likelihoods, parameter estimates, and estimates of management quantities. MLE is the analysis that estimates the reporting rates for both fishing methods and both tag types. SS3 estimates are the results based on estimating the natural mortality inside the stock assessment model. ‘Share RR’ is the analysis that assumes the longline (LL) and purse-seine (PS) archival tag reporting rates are the same. ‘Base case’ is based on the natural mortality rates used in the most recent stock assessment (Aires-da-Silva and Maunder 2009).

TABLA 1. Valores negativos del logaritmo de la verosimilitud, estimaciones de parámetros, y estimaciones de cantidades de ordenación. MLE es el análisis que estima las tasas de notificación de ambos métodos de pesca y ambos tipos de marca. Las estimaciones de SS3 son los resultados basados en la estimación de la mortalidad natural dentro del modelo de evaluación de la población. ‘Share RR’ es el análisis que supone que las tasas de notificación de marcas archivadoras en las pesquerías de palangre (LL) y de cerco (PS) son iguales. ‘Caso base’ se basa en las tasas de mortalidad natural usadas en la evaluación más reciente de la población (Aires-da-Silva y Maunder 2009).

	Purse seine Cerco		Longline Palangre		0.60	0.80	MLE	Estimaciones de SS3--SS3 estimates	Share RR	Base case Caso base
	0.60	0.70	0.80	0.40						
Tagging model negative log-likelihood										
Valor negativo del logaritmo de la verosimilitud del modelo de marcado										
Total	3077.94	3076.84	3077.33	3076.85	3076.86	3076.96	3076.83	3085.07	3076.92	3084.29
Tag – Marca	79.68	79.52	79.92	79.51	79.58	79.65	79.54	80.81	79.63	80.75
Hampton $M-M$ de Hampton	-8.03	-8.97	-8.88	-8.95	-9.01	-8.98	-8.99	-3.02	-8.99	-2.96
Sex ratio-Proporción de sexos	3006.29	3006.29	3006.29	3006.29	3006.29	3006.29	3006.29	3007.27	3006.29	3006.50
Reporting rates										
Tasas de notificación										
LL arch	0.20	0.44	0.81	0.40	0.60	0.80	0.47	0.85	0.73	0.53
PS arch	0.60	0.70	0.80	0.70	0.72	0.73	0.71	0.71	0.73	0.73
LL conv	0.02	0.05	0.09	0.05	0.07	0.08	0.05	0.11	0.08	0.09
PS conv	0.54	0.61	0.68	0.61	0.64	0.65	0.62	0.60	0.65	0.60
M estimates										
Estimaciones de M										
M_0	1.42	1.42	1.40	1.43	1.41	1.40	1.42	0.25	1.41	0.25
M_c	0.01	0.08	0.13	0.08	0.10	0.11	0.09	0.10	0.11	0.10
M_A female-hembra	0.08	0.13	0.17	0.12	0.16	0.18	0.14	0.22	0.17	0.14
M_A male-macho	0.05	0.10	0.13	0.09	0.12	0.14	0.10	0.16	0.14	0.10
Ages for broken stick										
Edades para el método de broken stick (vara rota)										
$C_{age-C_{edad}}$	5	5	5	5	5	5	5	4	5	NA
AmatLB	13	13	13	13	13	13	13	14	13	NA
AmatUB	26	26	26	26	26	26	26	26	26	NA
Proporciones de sexo iniciales										
Initial sex ratio										
initialSR	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46	0.46

TABLE 1. (continued).
TABLA 1. (continuación).

	Purse seine Cercos		Longline Palangre		0.60	0.80	MLE	Estimaciones de SS3--SS3 estimates	Share RR	Base case Caso base
	0.60	0.70	0.80	0.40						
Likelihood standard deviation scaling parameters										
Parámetros de la medición a escala de la desviación estándar de la verosimilitud										
Arch SD-DE arch	0.96	1.02	1.09	1.01	1.03	1.05	1.02	1.15	1.04	1.14
Conv SD-DE conv	4.60	4.31	4.20	4.32	4.26	4.23	4.29	4.31	4.24	4.34
M SD-DE M	0.16	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.37	0.14	0.37
Stock assessment model negative log-likelihood										
Valor negativo del logaritmo de la verosimilitud del modelo de evaluación de poblaciones										
CPUE	-238.94	-269.46	-273.50	-267.92	-272.26	-272.91	-270.35	-258.54	-272.76	-269.06
Length composition-Composición por talla	1622.03	1627.52	1624.87	1631.12	1620.48	1614.12	1627.08	1581.73	1615.52	1648.30
Age composition-Composición por edad	321.66	315.14	307.87	315.28	312.37	309.79	314.34	21.18	310.75	307.64
Recruitment-Reclutamiento	11.73	-31.87	-37.63	-29.47	-37.01	-37.75	-33.51	-31.52	-37.79	-29.99
Total	1716.48	1641.32	1621.61	1649.01	1623.59	1613.26	1637.80	1312.86	1615.96	1656.89
Stock assessment management quantities										
Cantidades de ordenación de la evaluación de poblaciones										
MSY-RMS	88,052	82,612	131,300	80,010	99,310	124,193	84,849	128,054	113,271	83,615
$B_{MSY} - B_{RMS}$	595,578	269,328	263,524	276,026	262,242	281,326	262,990	376,361	271,875	289,475
$S_{MSY} - S_{RMS}$	185,393	58,882	35,735	62,716	48,343	44,607	55,323	67,666	45,949	60,631
$B_{MSY}/B_0 - B_{RMS}/B_0$	0.28	0.23	0.21	0.24	0.22	0.22	0.23	0.24	0.22	0.25
$S_{MSY}/S_0 - S_{RMS}/S_0$	0.27	0.17	0.11	0.18	0.15	0.13	0.16	0.17	0.14	0.19
$C_{recent}/MSY - C_{recent}/RMS$	1.13	1.20	0.76	1.24	1.00	0.80	1.17	0.78	0.88	1.19
$B_{recent}/B_{MSY} - B_{recent}/B_{RMS}$	0.20	1.08	2.28	0.93	1.63	2.15	1.2	2.05	1.98	0.99
$S_{recent}/S_{MSY} - S_{recent}/S_{RMS}$	0.12	0.96	2.86	0.79	1.68	2.47	1.09	2.13	2.18	0.89
F multiplier-Multiplicador de F	0.28	0.84	2.17	0.74	1.32	1.96	0.87	2.01	1.58	0.81

TABLE 2. Estimates of reporting rates for archival tags by longliners (LL) relative to those by purse-seiners (PS), based on catch ratios.

TABLA 2. Estimaciones de las tasas de notificación de marcas archivadoras por buques de palangre (LL) relativas a aquéllas de los buques de cerco (PS), con base en cocientes de captura.

Number of quarters for mixing	LL/PS catch ratio		Tag recovery LL/PS ratio	Relative reporting rate LL/PS	
	Ratio weighted based	Weight ratio based		Ratio weighted based	Weight ratio based
Número de trimestres para la mezcla	Cociente de captura LL/PS		Razón LL/PS de recuperación de marcas	Tasa de notificación LL/PS relativa	
	Basado en razón ponderada	Basado en razón de peso		Basado en razón ponderada	Basado en razón de peso
0.00	1.28	1.58	0.35	0.27	0.22
1.00	1.51	1.99	0.89	0.59	0.45
2.00	1.91	2.51	1.17	0.61	0.46
3.00	2.43	3.19	1.75	0.72	0.55
4.00	3.06	4.06	1.67	0.55	0.41

ESTIMACIÓN PRELIMINAR DE LA MORTALIDAD NATURAL POR EDAD Y POR SEXO DEL ATÚN PATUDO EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL MEDIANTE LA APLICACIÓN DE UN ANÁLISIS DE COHORTES CON INFORMACIÓN AUXILIAR A DATOS DE MARCADO

Mark N. Maunder, Alexandre Aires-da-Silva, Richard Deriso, Kurt Schaefer, y Daniel Fuller

ÍNDICE

1. Resumen.....	272
2. Introducción	272
3. Método	272
4. Resultados	275
5. Discusión.....	276
Figuras	259
Tablas.....	269
Referencias.....	278

1. RESUMEN

Se usa un análisis de cohortes para analizar datos de liberación y recuperación de marcas para estimar la mortalidad natural por edad y por sexo del atún patudo en el Océano Pacífico oriental. El modelo permite ajustar simultáneamente a 1) datos de marcado, 2) estimaciones de mortalidad natural de análisis previos, y a 3) la proporción de sexos (proporción de hembras por edad). Las estimaciones de la mortalidad natural son consistentes con los valores supuestos en la evaluación más reciente de la población. No obstante, las estimaciones son altamente inciertas, y dependen de la tasa de notificación supuesta para los peces con marcas archivadoras recuperadas por la pesquería de palangre. Los desplazamientos aparentemente limitados del atún patudo impidió la mezcla de los peces marcados en el Pacífico oriental entero, y limita las recuperaciones de patudos grandes marcados en dicha pesquería. Es por lo tanto necesario un programa de marcado más exhaustivo con una distribución espacial más amplia de las liberaciones, liberaciones de atún patudo de mayor edad, tasas de notificación mejores de marcas convencionales de las pesquerías de palangre, y estimaciones de las tasas de notificación.

2. INTRODUCCIÓN

La mortalidad natural (M) es uno de los parámetros más importantes usado en el modelo de pesca de evaluación de poblaciones. La mortalidad natural afecta directamente la función de producción de la población, que determina el estatus de la población en términos de tanto la biomasa como la mortalidad por pesca (Maunder 2003). Desgraciadamente, la mortalidad natural es uno de los parámetros más difíciles de estimar para las poblaciones de peces (Vetter 1988). Uno de los mejores métodos para estimar la mortalidad natural es el análisis de datos de marcado (*e.g.* Hampton 2000).

Desarrollamos un método de análisis de cohortes para analizar los datos de liberación y recuperación de marcas que también incluye información auxiliar, tal como las estimaciones previas de la mortalidad natural y las proporciones de sexos (proporción de hembras por edad), para estimar la mortalidad natural por edad y por sexo. Aplicamos este método al atún patudo en el Océano Pacífico oriental (OPO), y estimamos el impacto de las nuevas estimaciones sobre las cantidades de ordenación estimadas por un modelo de evaluación de la población. Investigamos también la estimación de la mortalidad natural dentro del modelo de evaluación de la población, y comparamos los resultados con aquéllos estimados a partir de los datos de marcado.

3. MÉTODO

Se usa un análisis de cohortes para analizar datos de liberación y recuperación de marcas para estimar la

mortalidad natural por edad. El método de estimación se basa en el supuesto que, si se sabe la mortalidad debida a la pesca (las recuperaciones), entonces la mortalidad restante se debe a causas naturales, y puede ser estimada si se supone que, a cierta edad, todos los individuos han muerto. El método funciona porque el número de liberaciones debe ser igual al número de individuos que mueren de causas naturales más las recuperaciones (suponiendo que no ocurre emigración, y con ajustes por la pérdida de marcas, las tasas de notificación, y la mortalidad inducida por las marcas). Se puede estimar la mortalidad por edad si se realizan las liberaciones en cada edad y se conoce la edad de los individuos.

Una cohorte de marca, definida en la aplicación como todos los peces liberados a la misma edad con el mismo tipo de marca, es modelada bajo el supuesto que las recuperaciones son extraídas en el punto medio del período de tiempo (trimestre en la aplicación) y las liberaciones ocurren al principio del período de tiempo.

$$N_{a+1} = \left(N_a e^{-0.5M_a - 0.5\eta} - \sum_g \frac{C_{g,a}}{\lambda_g} \right) e^{-0.5M_a - 0.5\eta}$$

donde M_a es la mortalidad natural a edad a , $C_{g,a}$ es la captura (recuperaciones) a edad a en la pesquería g , λ_g es la tasa de notificación para la pesquería g , y η es la mortalidad continua relacionada con las marcas o las pérdidas de marcas.

Para evitar problemas de computación, se modela la cohorte en tiempo inverso:

$$N_a = \frac{\frac{N_{a+1}}{e^{-0.5M_a - 0.5\eta}} + \sum_g \frac{C_{g,a}}{\lambda_g}}{e^{-0.5M_a - 0.5\eta}}$$

Este modelo supone que la tasa de explotación correspondiente a la edad máxima para la cual se observan recuperaciones es uno (o sea, el número de peces marcados de esa edad es igual al número de recuperaciones modificada por la mortalidad natural y pérdidas de marcas de la mitad de un período de tiempo). Este supuesto puede ser relajado si se dividen las recuperaciones de la edad máxima para la cual se observan recuperaciones, para esta cohorte, por una mortalidad terminal. La edad para la cual se aplica esto puede variar entre las cohortes modeladas.

Se estiman los parámetros del modelo mediante el ajuste de los números predichos por el modelo para una cohorte en la edad de liberación a las liberaciones reales, ajustado por la pérdida de marcas y la mortalidad relacionada con las marcas iniciales τ . Se supone que la desviación estándar del valor negativo del logaritmo de la verosimilitud a es proporcional a la raíz cuadrada del número de liberaciones:

$$-\ln[L(\theta | R)] = \sum_i \ln[\sigma_R \sqrt{R_i}] + \frac{(N_{i,a} - R_i(1 - \tau))^2}{2(\sigma_R \sqrt{R_i})^2}$$

3.1. Parametrización de la mortalidad natural

Puede no haber suficiente información en los datos de marcado, o las liberaciones pueden no incluir todos los grupos de edad, por lo que no es posible estimar un parámetro de mortalidad natural para cada edad. Por lo tanto, puede ser requerida una forma funcional para la mortalidad natural. La mortalidad natural de los machos y las hembras podría también ser diferente. Se parametriza la mortalidad natural con base en modelos de *broken stick* (vara rota) (Methot 2005). La tasa de mortalidad natural disminuye de forma lineal de M_0 a la edad cero a M_c a la edad c , y es constante en este nivel hasta la edad de madurez. La mortalidad natural para esas edades es igual para los machos y las hembras. A la edad cuando los individuos comienzan a madurar (a_{matLB}), la mortalidad natural aumenta a $M_{A,s}$ a la edad cuando la mayoría de los individuos son maduros (a_{matUB}) (la edad máxima en el modelo), que puede ser diferente entre los machos y las hembras.

$$M_{m,a} = \begin{cases} M_0 - \frac{M_0 - M_c}{c} a & a < c \\ M_c & c \leq a \leq a_{matLB} \\ M_c + \frac{M_{A,m} - M_c}{a_{matUB} - a_{matLB}} (a - a_{matLB}) & a_{matLB} < a \leq a_{matUB} \\ M_{A,m} & a_{matUB} < a \end{cases}$$

$$M_{f,a} = \begin{cases} M_{m,a} & a \leq a_{matLB} \\ M_c + \frac{M_{A,f} - M_c}{a_{matUB} - a_{matLB}} (a - a_{matLB}) & a_{matLB} < a \leq a_{matUB} \\ M_{A,f} & a_{matUB} < a \end{cases}$$

Se calcula la mortalidad natural de los sexos combinados, necesaria si no se identifica el sexo de los peces liberados, de la siguiente forma

$$M_a = \frac{N_{a,f} M_{a,f} + N_{a,m} M_{a,m}}{N_{a,f} + N_{a,m}}$$

donde

$$N_{f,0} = p_{f,0}$$

$$N_{m,0} = 1 - p_{f,0}$$

$$N_{s,a+1} = N_{s,a} e^{-M_{s,a}}$$

donde $p_{f,0}$ es la proporción hembra a edad cero.

3.2. Ajuste a los datos auxiliares

Se ajustan en el modelo las estimaciones de mortalidad natural por edad obtenidas de los resultados de otros estudios, usando una función de verosimilitud basada en una distribución normal.

$$-\ln [L(\theta | M^{obs})] = \sum_i \ln [\sigma_{M,i}] + \frac{(M_i^{obs} - M_a)^2}{2\sigma_{M,i}^2}$$

donde M_i^{obs} es el valor de mortalidad natural a la edad a para los datos auxiliares i .

Se ajusta el modelo a los datos de proporción de hembras usando una distribución binomial

$$-\ln [L(\theta | n)] = -\sum_i n_{f,i} \ln [p_i] + n_{m,i} \ln [1 - p_i]$$

$$p_i = \frac{N_{f,a}}{N_{f,a} + N_{m,a}}$$

donde p_i es la proporción de hembras a edad a en la muestra i .

3.3. Aplicación

Se aplicó el método a datos de marcado de atún patudo en el OPO, los que incluyen marcas archivadoras y marcas convencionales. El modelo fue realizado en trimestres. Las recuperaciones fueron agregadas en dos pesquerías, de superficie (cerco y caña) y de palangre. Se supuso insignificante la pérdida de marcas

y la mortalidad por marca inmediatas y continuas en el caso de las marcas archivadoras, y se fijó la pérdida inmediata de marcas en 3% para las marcas convencionales (Maunder *et al.* 2007), y la pérdida continua de marcas de las marcas convencionales en $0,1y^{-1}$ ($0,025$ trimestre⁻¹) (Maunder *et al.* 2007). Se estiman desviaciones estándar separadas para las funciones de verosimilitud de la liberación de las marcas archivadoras y convencionales.

Se usaron estimaciones de la mortalidad natural del atún patudo en el Océano Pacífico occidental y central (Hampton 2000) como datos auxiliares. Se estimó como parámetro en el modelo una sola desviación estándar para la función de verosimilitud, y se usó para todas las estimaciones.

Los datos de proporciones de hembras fueron tomados de las pesquerías de cerco (Schaefer *et al.* 2005) y de palangre (Naozumi Miyabe, com. pers.). Los tamaños de las muestras de los datos de palangre fueron divididos por 100 para que fuesen similares a aquéllos de la pesquería de cerco. Se usaron los datos de peces grandes únicamente para las pesquerías de palangre, ya que se sospecha que la proporción de hembras en los peces pequeños en esas pesquerías tiene un sesgo negativo.

Se estima la edad de liberación (y las edades correspondientes a los datos de proporciones de hembras y las estimaciones de M auxiliares) tomando la curva de von Bertalanffy usada en la evaluación y asignando a esa edad todas las tallas igual a la talla por edad y menos que la talla igual a la talla por edad + 1.

Hay poca información en los datos sobre las tasas de notificación de marcas, por lo que fijamos la tasa de notificación de marcas archivadoras para las pesquerías de cerco y de palangre en varios niveles distintos de prueba (0,6, 0,7, 0,8 y 0,4, 0,6, 0,8, respectivamente). Presentamos también los resultados de un análisis que estima todas las tasas de notificación, y un análisis que fija las tasas de notificación de marcas archivadoras de las flotas de cerco y de palangre en un solo parámetro estimado. Se usan entonces las estimaciones de mortalidad natural en el modelo *Stock Synthesis* (Methot 2009) de evaluación del atún patudo de Aires-da-Silva y Maunder (2009) para determinar 1) el grado de consistencia de las estimaciones de mortalidad natural con la dinámica supuesta de la población y los otros datos usados en la evaluación de la población y 2) cómo afectan las estimaciones de las cantidades de ordenación. Investigamos también la mortalidad natural dentro del modelo de evaluación de la población, y luego evaluamos las estimaciones de mortalidad natural con el modelo de marcado.

4. RESULTADOS

El modelo se ajusta a los datos de liberación, mortalidad natural, y proporción de hembras razonablemente bien en todas las tasas de notificación de prueba (Figuras 1 y 2). Las estimaciones de mortalidad natural parecen razonables, pero son muy inciertas (Figura 3); el coeficiente de variación para estas estimaciones varía entre 0,60 y 0,84 para todas las edades excepto la más joven. Los resultados son altamente dependientes de las tasas de notificación, para las cuales se dispone de poca información, particularmente para las marcas archivadoras en peces capturados por la pesquería de palangre (Figuras 4 a 6).

Las estimaciones de la mortalidad natural generalmente aumentan a medida que aumentan las tasas de notificación de prueba (Tabla 1). El valor negativo del logaritmo de la verosimilitud es similar para todas las tasas de notificación de prueba, y es igual para los datos de proporción por sexo. El mayor cambio en el valor negativo del logaritmo de la verosimilitud se debe al ajuste a las estimaciones de Hampton de la mortalidad natural correspondiente a tasas de notificación bajas de marcas archivadoras en las pesquerías de cerco.

Con altas tasas de notificación de prueba de marcas archivadoras (Figura 4) o convencionales (Figura 6) en la pesquería de cerco, se estima que la tasa de notificación de palangre de marcas archivadoras es uno, y las estimaciones de mortalidad natural de los individuos maduros disminuyen a medida que se incrementan las tasas de notificación. Con altas tasas de notificación, la mortalidad natural estimada de los individuos maduros puede ser menos que aquélla de la edad 5. Ya que la tasa de notificación debe ser igual a o menos que uno, esto sugiero que la tasa de notificación correspondiente a las marcas

convencionales y archivadoras en la pesquería de cerco no debería ser más que 0,70 y 0,85, respectivamente.

Tanto la mortalidad natural supuesta en el modelo de evaluación de la población como aquella estimada en el modelo de evaluación de la población resultan en ajustes ligeramente peores a los datos de recuperación de marcas y moderadamente peores a las estimaciones de mortalidad natural de Hampton (Tabla 1).

Cuando se usa en el modelo de evaluación de la población la estimación de la mortalidad natural basada en el análisis de marcado, el valor negativo del logaritmo de la verosimilitud es moderadamente mejor que en la evaluación más reciente, pero no tan buena como cuando se estima la mortalidad natural dentro del modelo de evaluación de la población (Tabla 1). El ajuste mejorado ocurre en los dos conjuntos principales de datos (índices de abundancia basados en datos de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) y de composición por talla) y en la pena en las desviaciones temporales del reclutamiento. El ajuste a los datos es mejor para las tasas de notificación más altas, y por consiguiente para los niveles más altos de mortalidad natural.

Las estimaciones de los parámetros de ordenación del modelo de evaluación de la población son sensibles al valor supuesto de las tasas de notificación (Tabla 1). Como mayores las tasas de notificación, más optimista el estatus estimado de la población. El rendimiento máximo sostenible (RMS), la razón de la biomasa reproductora actual a la biomasa reproductora correspondiente al RMS, y el multiplicador de F (la razón del esfuerzo actual al esfuerzo correspondiente al RMS) todas aumentan generalmente con el valor supuesto de la tasa de notificación. Las estimaciones del multiplicador de F son altamente dependientes de la tasa de notificación de marcas archivadoras en la pesquería de palangre (Figura 7).

5. DISCUSIÓN

Los resultados del análisis de marcado sugieren que la tendencia general de la mortalidad natural por edad y por sexo usada en la evaluación más reciente de la población de patudo en el OPO (Aires-da-Silva y Maunder 2009) es razonable, excepto que la mortalidad natural de los machos podría asimismo aumentar a medida que maduran. No obstante, las estimaciones son considerablemente inciertas, y son altamente dependientes de la tasa de notificación de peces con marcas archivadoras recuperadas por la pesquería de palangre.

La aplicación del método de análisis de cohortes requiere que se notifique cada individuo marcado que el recuperado, o estimaciones fiables de las tasas de notificación. Se consideraron infructuosos los experimentos para estimar las tasas de notificación de marcas convencionales por los buques de cerco debido a problemas de pérdida de marcas (Maunder *et al.* 2007). Se pensó que la fijación incorrecta de las marcas por marcadores no experimentados causó altos niveles de pérdida de marcas mientras los peces estuvieron en las bodegas del buque. El análisis de las tasas de notificación usó regresión logística con especie (atunes patudo, aleta amarilla, y barrilete), tipo de marca (marca sencilla o doble), y talla del pez como variables explicativas. Las estimaciones de tasa de notificación para el atún patudo variaron de 0,55 a 0,85. La tasa de notificación disminuyó con la talla, y fue mayor para los peces con marcas dobles (Figura 8). Las estimaciones de las tasas de notificación de marcas convencionales de las pesquerías de cerco del análisis de cohortes son consistentes con las tasas de notificación de Maunder *et al.* (2007), lo cual sugiere que las estimaciones de Maunder *et al.* (2007) podrían ser menos sesgadas que lo que se pensó inicialmente. Se considera que son bajas las tasas de notificación de marcas convencionales de los buques de palangre en el OPO, lo cual es corroborado por las estimaciones del presente estudio.

El método de análisis de cohortes trata la mortalidad por pesca de peces marcados por edad como independiente de la mortalidad por pesca de la población en su totalidad. Esto acomoda toda mezcla incompleta de los peces marcados en toda la distribución de la población. Una comparación de las recuperaciones observadas por pesquería con las recuperaciones esperadas de marcas archivadoras basadas en estimaciones de las tasas de mortalidad por pesca del modelo de evaluación señalan que

ocurren más recuperaciones de cerco y menos recuperaciones de palangre que se esperaba (Figura 9). La falta de mezcla es aparente en las trayectorias del desplazamiento de los peces con marcas archivadoras comparadas con la distribución espacial de la captura por pesquería (Schaefer y Fuller 2009; Figura 10). En particular, pocos individuos marcados se desplazan a las áreas en las que se toma la mayor parte de la captura de palangre, aunque el desplazamiento ilustrado en la Figura 10 podría estar sesgado si los peces marcados capturados en la pesquería de palangre son reportados menos frecuentemente. La baja tasa de recuperación de la pesquería de palangre también podría ser baja debido a tasas de notificación bajas. Una comparación de las recuperaciones de marcas archivadoras en la pesquería de palangre como razón de las recuperaciones de marcas archivadoras en la pesquería de cerco con la captura en la pesquería de palangre como razón de la captura en la pesquería de cerco sugiere que la tasa de notificación de marcas archivadoras en la pesquería de palangre es considerablemente menor que en la pesquería de cerco. No obstante, la razón de las recuperaciones observadas a las recuperaciones esperadas aumenta con la edad, y está probablemente relacionada con el tiempo en libertad, lo cual indica que la baja tasa de recuperación en la pesquería de palangre se debe a una tasa de mezcla lenta (Figura 9).

Las tasas de notificación mayores corresponden a niveles más altos de mortalidad natural. Algunas de las tasas de notificación corresponden también a una mayor mortalidad natural para los machos maduros. El valor negativo del logaritmo de la verosimilitud del modelo de evaluación de la población es más bajo con tasas de mortalidad natural más altas, lo cual sugiere que la mayor mortalidad natural es más consistente con la dinámica supuesta del atún patudo en el OPO y los datos de composición por talla y los datos de CPUE. Un aspecto interesante de las tasas mayores de mortalidad natural es que incrementan el reclutamiento estimado para el período antes de la expansión de la pesquería de cerco sobre objetos flotantes (Figura 11). En la evaluación más reciente (Aires-da-Silva y Maunder 2009), el reclutamiento estimado aumenta alrededor del período de expansión de esa pesquería. Se ha sugerido que esto es consecuencia de la pesca de un componente ‘nuevo’ de la población, pero podría deberse a la disminución simultánea de la captura de palangre y una mortalidad natural incorrectamente definida.

El método usado para analizar los datos de marcado supone que, en el momento de la última recuperación, todos los peces marcados están muertos, pero esto podría no valer en el caso de los experimentos de marcado más recientes. Excluimos los datos de los experimentos más recientes para evitar este sesgo. Si los peces de mayor edad no son seleccionados por las pesquerías o, como en la presente aplicación, las tasas de notificación en las pesquerías que capturan los peces de mayor edad son bajas, podría haber peces que no están representados en el análisis.

Otros factores que podrían sesgar las estimaciones de mortalidad natural incluyen la pérdida de marcas y la mortalidad causada por las marcas. En el modelo se incluye la pérdida de marcas convencionales, con base en las estimaciones de experimentos de marcado doble (Maunder *et al.* 2007). Se ha demostrado que la pérdida inicial de marcas es baja, y la pérdida continua de marcas moderada. No se dispone de estimaciones de la mortalidad relacionada con las marcas. La mortalidad inicial relacionada con las marcas reduciría el número de liberaciones efectivo, y la mortalidad continua relacionada con las marcas se confundiría con la mortalidad natural. Ambos casos resultarían en una mortalidad natural sobreestimada.

Se seguirá perfeccionando el método de modelado, al incluir datos de devoluciones de marcas a medida que aparezcan, y con análisis adicionales. Por ejemplo, la incorporación de datos en el análisis por grupo de liberación (o sea, año de liberación) permitirá evaluar los residuales en mayor detalle. Esto podría servir para determinar cuáles grupos de liberación han sido en efecto extraídos de la población, para que la tasa de explotación del último año sea uno. Por último, integrar el método de análisis de cohortes con el modelo de evaluación de la población permitiría que los datos de frecuencia de talla contribuyeran información sobre la mortalidad natural. Esto podría producir información sobre el aumento de la mortalidad natural de machos maduros.

Las estimaciones de mortalidad natural son altamente dependientes de las recuperaciones de atunes

patudo de mayor edad capturados en la pesquería de palangre. No se cuenta con información en los datos sobre las tasas de notificación de marcas archivadoras capturadas en la pesquería de palangre, y por consiguiente las estimaciones de mortalidad natural son altamente inciertas. Nuestros resultados sugieren que es necesario un programa de marcado más extenso, con una distribución espacial más amplia de las liberaciones, liberaciones de patudos de mayor edad, una mejor tasa de notificación de marcas convencionales de las pesquerías de palangre, y estimaciones de las tasas de notificación.

Reconocimiento

Naozumi Miyabe proporcionó los datos de proporciones de hembras de la pesquería de palangre japonesa.

REFERENCES – REFERENCIAS

- Aires-da-Silva, A., and M.N. Maunder. 2010. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2008 and outlook for the future. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep. 10.
- Hampton, J. 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 57 (5): 1002-1010.
- Maunder, M.N. 2003. Is it time to discard the Schaefer model from the stock assessment scientist's toolbox? Fish. Res., 61 (1-3): 145-149.
- 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>.
- Methot, R. D. 2005. Technical description of the Stock Synthesis II assessment program. NOAA Fisheries.
- Methot, R. D. 2009. Stock Synthesis user manual. NOAA Fisheries.
- Schaefer, K.M., and D.W. Fuller. 2009. Horizontal movements of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern Pacific Ocean, as determined from conventional and archival tagging experiments initiated during 2000-2005. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 24 (2).
- Schaefer, K.M., D.W. Fuller, and N. Miyabe. 2005. Reproductive biology of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern and central Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm, Bull., 23 (1): 1-31.
- Vetter, E.F. 1988. Estimation of natural mortality in fish stocks: a review. U.S. Nat. Mar. Fish. Serv., Fish. Bull., 86 (1): 25-43.