

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

Bulletin—Boletín
Vol. 22, No. 5

(Completing the Volume)
(Completando el Volumen)

**A-SCALA: AN AGE-STRUCTURED STATISTICAL CATCH-AT-LENGTH
ANALYSIS FOR ASSESSING TUNA STOCKS IN THE EASTERN
PACIFIC OCEAN**

**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**

by—por

Mark N. Maunder and—y George M. Watters

La Jolla, California

2003

The Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC) operates under the authority and direction of a convention originally entered into by Costa Rica and the United States. The convention, which came into force in 1950, is open to adherence by other governments whose nationals fish for tropical tunas in the eastern Pacific Ocean. Under this provision Panama adhered in 1953, Ecuador in 1961, Mexico in 1964, Canada in 1968, Japan in 1970, France and Nicaragua in 1973, Vanuatu in 1990, Venezuela in 1992, El Salvador in 1997, Guatemala in 2000, and Peru in 2002. Canada withdrew from the Commission in 1984.

Additional information about the IATTC and its publications can be found on the inside back cover of this report.

La Comisión Interamericana del Atún Tropical (CIAT) funciona bajo la autoridad y dirección de una convención establecida originalmente por Costa Rica y los Estados Unidos. La Convención, vigente desde 1950, está abierta a la afiliación de otros gobiernos cuyos ciudadanos pescan atunes en el Océano Pacífico oriental. Bajo esta estipulación, Panamá se afilió en 1953, Ecuador en 1961, México en 1964, Canadá en 1968, Japón en 1970, Francia y Nicaragua en 1973, Vanuatu en 1990, Venezuela en 1991, El Salvador en 1997, Guatemala en 2000, y Perú en 2002. Canadá se retiró de la Comisión en 1984.

Información adicional sobre la CIAT y sus publicaciones puede ser encontrada en la parte interna posterior de la cubierta de este informe.

COMMISSIONERS—COMISIONADOS

COSTA RICA

Ligia Castro
George Heigold
Asdrubal Vásquez

ECUADOR

Lucía Fernández de De Genna
Luis Torres Navarrete

EL SALVADOR

Manuel Calvo Benavides
Mario González Recinos
Jorge López Mendoza
José Emilio Suadi Hasbun

FRANCE—FRANCIA

Didier Ortolland
Daniel Silvestre
Sven-Erik Sjöden
Xavier Vant

GUATEMALA

Fraterno Díaz Monge
Pablo Girón Muñoz

JAPAN—JAPÓN

Katsuma Hanafusa
Toshiyuki Iwado
Yamato Ueda

MÉXICO

Guillermo Compeán Jiménez
Michel Dreyfus León
Jerónimo Ramos Sáenz-Pardo

NICARAGUA

Miguel Ángel Marenco Urcuyo
Sergio Martínez Casco

PANAMÁ

Arnulfo Franco Rodríguez

PERÚ

Leoncio Alvarez
Gladys Cárdenas
Alberto Hart

USA—EE.UU.

Scott Burns
Robert Fletcher
Rodney McGinnis
Patrick Rose

VANUATU

Hugo Alsina
Christophe Emelee
David Johnson
Edward E. Weissman

VENEZUELA

Daniel Novoa Raffalli
Nancy Tablante

Director—Directór
Robin Allen

Headquarters and Main Laboratory—Oficina y Laboratorio Principal
8604 La Jolla Shores Drive
La Jolla, California 92037-1508, USA
www.iattc.org

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

Bulletin—Boletín
Vol. 22, No. 5

(Completing the Volume)
(Completando el Volumen)

**A-SCALA: AN AGE-STRUCTURED STATISTICAL CATCH-AT-LENGTH
ANALYSIS FOR ASSESSING TUNA STOCKS IN THE EASTERN
PACIFIC OCEAN**

**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**

by—por

Mark N. Maunder and—y George M. Watters

La Jolla, California

2003

CONTENTS—INDICE
ENGLISH VERSION—VERSIÓN EN INGLES

	Page
ABSTRACT	435
INTRODUCTION	435
METHODS	437
APPLICATIONS	444
RESULTS	450
DISCUSSION.....	456
ACKNOWLEDGEMENTS	461
APPENDICES.....	462

FIGURES—FIGURAS	481
------------------------------	-----

TABLES—TABLAS	509
----------------------------	-----

VERSIÓN EN ESPAÑOL—SPANISH VERSION

	Página
RESUMEN	531
INTRODUCCIÓN	531
MÉTODOS	533
APLICACIONES.....	541
RESULTADOS	547
DISCUSIÓN.....	554
AGRADACIMIENTOS.....	559
ANEXOS.....	560

REFERENCES—REFERENCIAS	579
-------------------------------------	-----

A-SCALA: AN AGE-STRUCTURED STATISTICAL CATCH-AT-LENGTH ANALYSIS FOR ASSESSING TUNA STOCKS IN THE EASTERN PACIFIC OCEAN

by

Mark N. Maunder and George M. Watters¹

ABSTRACT

We describe an age-structured statistical catch-at-length analysis (A-SCALA) based on the MULTIFAN-CL model of Fournier *et al.* (1998). The analysis is applied independently to both the yellowfin and the bigeye tuna populations of the eastern Pacific Ocean (EPO). We model the populations from 1975 to 1999, based on quarterly time steps. Only a single stock for each species is assumed for each analysis, but multiple fisheries that are spatially separate are modeled to allow for spatial differences in catchability and selectivity. The analysis allows for error in the effort-fishing mortality relationship, temporal trends in catchability, temporal variation in recruitment, relationships between the environment and recruitment and between the environment and catchability, and differences in selectivity and catchability among fisheries. The model is fit to total catch data and proportional catch-at-length data conditioned on effort. The A-SCALA method is a statistical approach, and therefore recognizes that the data collected from the fishery do not perfectly represent the population. Also, there is uncertainty in our knowledge about the dynamics of the system and uncertainty about how the observed data relate to the real population. The use of likelihood functions allow us to model the uncertainty in the data collected from the population, and the inclusion of estimable process error allows us to model the uncertainties in the dynamics of the system. The statistical approach allows for the calculation of confidence intervals and the testing of hypotheses. We use a Bayesian version of the maximum likelihood framework that includes distributional constraints on temporal variation in recruitment, the effort-fishing mortality relationship, and catchability. Curvature penalties for selectivity parameters and penalties on extreme fishing mortality rates are also included in the objective function. The mode of the joint posterior distribution is used as an estimate of the model parameters. Confidence intervals are calculated using the normal approximation method. It should be noted that the estimation method includes constraints and priors and therefore the confidence intervals are different from traditionally calculated confidence intervals. Management reference points are calculated, and forward projections are carried out to provide advice for making management decisions for the yellowfin and bigeye populations.

Key words: AGE-STRUCTURED MODEL, BIGEYE TUNA, CATCH-AT-LENGTH ANALYSIS, STOCK ASSESSMENT, *THUNNUS ALBACARES*, *THUNNUS OBESUS*, YELLOWFIN TUNA

1. INTRODUCTION

Tuna caught in the eastern Pacific Ocean (EPO), mainly yellowfin (*Thunnus albacares*), bigeye (*T. obesus*) and skipjack (*Katsuwonus pelamis*), are an important component of the world tuna catch. Catches in the EPO range over a wide area from 15°S to 30°N and extend from the coast of the Americas to 150°W (Watters 1999). Tunas are caught in the EPO by a number of different methods, including purse seines, longlines, and pole-and-line gear. Since the early 1960s purse seiners have captured the majority of the tuna in the EPO. Three principal methods of purse-seine fishing are employed in the EPO; 1) fishing on tunas associated with dolphins (dolphin sets), 2) fishing on tunas associated with floating objects (floating-object sets), and 3) fishing on tunas associated only with other fish (unassociated sets). Floating-object sets are made on flotsam (e.g. logs) or on man-made fish-aggregating devices (FADs). These three different

¹ Present address: NOAA, Pacific Fisheries Environmental Laboratory, Pacific Grove, California, USA

methods have different efficiencies for the three main tuna species; dolphin sets catch mainly yellowfin, floating-object sets catch mainly bigeye and skipjack, and unassociated sets catch mainly yellowfin and skipjack. Yellowfin caught in dolphin sets tend to be larger than yellowfin caught in floating-object or unassociated sets. Bigeye caught in floating-object sets tend to be caught at greater depths than skipjack. Longline catches consist mainly of bigeye, but significant catches of yellowfin are also taken by longliners. Pole-and-line vessels have been important historically, but currently take only a small proportion of the total catch of tunas in the EPO.

Surplus production (Schaefer, 1954 and 1957; Pella and Tomlinson, 1969; IATTC 1999) and age-structured models (IATTC, 2000) have been used to assess the yellowfin and bigeye populations in the EPO. In recent years, cohort analysis has produced the most useful results for both species (IATTC 2000). Other assessments have included detailed analysis of catch and effort data (Allen and Punsly 1984; Punsly 1987; Forsbergh 1989; Punsly and Deriso 1991; Watters and Deriso 2000), yield-per-recruit analysis (IATTC 2000), and stock-recruitment analysis (IATTC 2000). Previous research has indicated that tuna catch rates (Allen and Punsly 1984, Forsbergh 1989; Joseph and Miller 1989) and recruitment (Fournier *et al.* 1998; Joseph and Miller 1989) are related to environmental conditions.

The data available for assessing tuna populations in the EPO consist mainly of catch, effort, and length-frequency data. Catch and effort data for purse seiners and pole-and-line vessels are collected by the IATTC staff from a number of sources, including vessel logbooks and landing statistics, and those for longliners are provided by the fishing nations (Japan, Mexico, the Republic of Korea, and Taiwan). Length-frequency samples from catches made in the EPO by purse seiners and pole-and-line vessels are collected by IATTC staff when the catch is landed. Length-frequency samples from catches made by Japanese longliners in the EPO are collected by the National Research Institute of Far Seas Fisheries (NRIFSF) of Japan. Other data available include tag release and recapture data (*e.g.* Bayliff 1988), otolith daily ring counts (*e.g.* Wild 1986), maturity, fecundity and sex ratio data (*e.g.* Everett and Punsly, 1990; Hampton *et al.* 1998; Schaefer 1998).

The data available for assessing tuna populations in the EPO discussed in the previous paragraph are appropriate for use in the recently-developed age-structured statistical catch-at-length analyses (*e.g.* Fournier *et al.* 1998). These methods involve the use of an age-structured model and assumptions about the distribution of lengths at age to predict the length distributions of the catch. Therefore, unlike cohort analysis, which requires catch-at-age data, these methods can be fit directly to the catch-at-length data. The methods are also appropriate for species for which adequate aging techniques or growth information are not available. Catch and effort data are used to provide additional information about abundance. These assessment methods use a flexible framework that integrates many types of data into the assessment, and therefore can be modified to include additional data that are available. For example, environmental time series can be used to explain changes in recruitment and catchability.

We develop an age-structured statistical catch-at-length analysis (A-SCALA) following the MULTIFAN-CL method of Fournier *et al.* (1998) and apply this analysis to the yellowfin and bigeye populations in the EPO. The analysis is used to estimate a number of biological and fishery parameters that are used to calculate useful management quantities, including average maximum sustainable yield (AMSY). As possible reference points, we compare current biomass to the biomass at AMSY and average weight in the catch to the critical weight (the average weight for an individual of the age that maximizes yield per recruit). Forward projections are performed to determine what effect changes in effort will have on the fishery and population size.

The A-SCALA methodology has been used to assess tunas in the EPO for several years.

During this period it has been somewhat modified. These assessments and the associated modifications can be found in the IATTC Stock Assessment Reports subsequent to Stock Assessment Report 1.

2. METHODS

2.1. Model description

An age-structured population dynamics model and information contained in catch, effort, and size-composition data are the basis of the assessment. The following text gives an outline of the method; the technical details and equations are described in Appendix A. The stock assessment model, termed an age-structured statistical catch-at-length analysis (A-SCALA), is based on the MULTIFAN-CL method described by Fournier *et al.* (1998). The model is “age-structured” because each age class in the population is explicitly represented in the model. The term “statistical” indicates that the method implicitly recognizes that data collected from fisheries do not perfectly represent the population; there is uncertainty in our knowledge about the dynamics of the system and about how the observed data relate to the real population. The method is a “catch-at-length analysis” because the model predicts the length-frequency distribution of the catch and compares these predictions to the observed length-frequency distribution. The assessment model uses quarterly time steps to describe the population dynamics. A quarterly time step is more appropriate than an annual time step for fast-growing, short-lived species such as tunas, which have the potential for continuous recruitment. It was assumed that there is a single stock in the EPO. Likelihood functions are used to measure how well the model predictions represent (fit) the observed catch and size distributions. The parameter estimates are constrained to be reasonable values by including additional penalties and priors for many parameters. The best estimates of the parameters of the model are the parameters that produce the best fit between the observed data and model predictions, given the parameter constraints. After the parameters of the model have been estimated, the model is used to estimate quantities that are useful for managing the stock.

The A-SCALA method includes several features that increase the ability of the assessment model to make predictions that are in agreement with the observed data (*i.e.* to provide a good fit). The A-SCALA method recognizes that, from quarter to quarter, there are random changes in the relationship between fishing effort and fishing mortality, and that there are also long-term trends in the efficiencies of different fisheries. The A-SCALA method also recognizes that there is temporal variation in recruitment, that the environment may influence both recruitment and the efficiencies of different fishing gears and methods of deploying these gears, and that different fishing gears and methods of deploying the different gears usually produce catches of fish of different ages.

The A-SCALA method includes the assumption that fishing mortality rates can be separated into an age-specific effect (selectivity) and a temporal effect (catchability). It is assumed that the age-specific effect is constant over time. In this respect, the A-SCALA method differs from the cohort analysis method used by the IATTC to conduct previous assessments of tuna in the EPO (*e.g.* IATTC 2000), which allows the age-specific component of the fishing mortality to vary over time. In the A-SCALA method, if there is evidence that selectivity has changed over time, two fisheries are defined so that there can be different selectivity curves for the two time periods. In the assessment of bigeye tuna, for example, there are two fisheries that capture the species in unassociated sets. These fisheries are separated on a temporal basis because the size composition of the catches for this set type has changed over time. No fisheries are separated on a temporal scale for the assessment of yellowfin tuna, however. Catchability (the temporal effect

on fishing mortality) is assumed to have the following components: (1) the combined effect of fishing technology and the behavior of fishermen; (2) the environmental effect; (3) the seasonal effect; (4) a random effect that alters the relationship between fishing effort and fishing mortality from quarter to quarter (process error). These four components are combined to obtain overall estimates of catchability for a single fishery.

A-SCALA uses the relationship between catch and effort to provide information on abundance. The predicted catch is fit to the observed catch with a likelihood function, and estimated process error parameters are added to the relationship that predicts catch from effort and abundance. The process error parameters are constrained to control how much information on biomass there is in the catch and effort data; as the constraints are increased, it is assumed that there is more information on biomass in the catch and effort data. If the constraint on the process error is weak, then the process error can change to ensure that the predicted catch is equal to the observed catch, given the biomass level and the effort, but if the constraint is strong, the biomass must change to ensure that the predicted catch is equal to the observed catch. Therefore, for fisheries for which it is assumed that there is information about abundance in the catch and effort data, strong constraints are used, and for fisheries for which it is assumed that there is little information about abundance in the catch and effort data, weak constraints are used. The catch likelihood can also be weakened if it is assumed that effort data are reliable but catch data are not, allowing the predicted catch to differ from the observed catch and also reducing the amount of information about abundance in the catch and effort data.

Unlike cohort analysis, the A-SCALA method does not require size-composition data from every fishery in every time period. The A-SCALA method uses a population dynamics model to predict the size composition of the population for strata for which there are no data. This method also recognizes that the size-composition data collected from a single fishery do not perfectly represent the sizes of fish in the catch of that fishery, and therefore the predicted length frequencies are allowed to differ from the observed length frequencies. This assumption is consistent with the fact that the IATTC staff collects size-composition data from a very small proportion of the fish that are caught. Specifically, only a few samples are taken from each area-time-fishing method stratum for the surface fisheries, and the typical sample consists of only 50 fish. Because the size-composition data are from small samples of the catch, there will be times when the observed size-composition data are considerably different from those predicted by the assessment model.

We also incorporate discards into the analysis. Discards are fish that are caught, but not landed, and these fish are assumed to die. Therefore, it is important to include the discards in the assessment, as otherwise the total removals from the population will be underestimated. It is also useful to model discard fisheries to enable the estimation of impacts caused by management strategies that modify the amount of discarding. As discussed later, the discards are separated into discards that occur due to sorting fish by size and discards that occur independent of fish size.

We use a method that incorporates environmental time series into stock assessment models and tests the significance of the correlation between the population processes and the environmental time series. For each model parameter that is hypothesized to have temporal variation, correlate with an environmental time series, and have sufficient information in the data to be estimated, an additional structure is added to the model. The structure includes a mean value for the model parameter, temporal deviations in the model parameter, and a parameter that relates the environmental time series to the model parameter. This method is very flexible, and allows the environmental relationship to determine the model parameters if the data support the relationship; if the data do not support the relationship, but there is information supporting temporal variation, the method can still estimate time-specific values for the model parameter. For

yellowfin and bigeye tuna, this method is used to investigate relationships between recruitment and sea-surface temperature (SST) and between catchability and SST.

Since fisheries data are complex, the ways in which the stock assessment model is allowed to fit to the observed data are constrained. The model is fitted to the observed data by finding a set of population dynamics and fishing parameters that maximize the likelihood of having observed the catch and size-composition data, given the amount of fishing effort exerted by each fishery. This likelihood is calculated under a set of constraints. The following list identifies important constraints that are used to fit the assessment model to observed data:

1. If a fishery can catch fish of a particular age, it should also be able to catch fish that are of somewhat lesser and greater ages; *i.e.* the selectivity curve is smooth.
2. Tuna should become more vulnerable to some fisheries (*e.g.* longline) as they age, and the oldest fish should be the most vulnerable to these gears.
3. Fishermen usually become more (or less) effective at catching fish over time; however there is a limit to the amount that this effectiveness can change. It should be noted that fishermen might become less effective at catching fish of one species if they direct their effort at another species.
4. There are random events that can cause the relationship between fishing effort and fishing mortality to change slightly from quarter to quarter; however, there is a limit to the amount that this relationship can change.
5. Temporal variation in recruitment should be similar to variation seen in other fish stocks.
6. Fishing mortality should not be unrealistically high or unrealistically low.
7. Fish should never decrease in size as they grow.

It is important to note that the assessment model can, in fact, make predictions that do not adhere strictly to the constraints above. The constraints are designed so that they can be violated if the observed data provide good evidence against them. These constraints help stabilize the estimation procedure.

It is important to recognize that there is uncertainty in the results of the stock assessment. This uncertainty arises because, as previously mentioned, the data collected from fisheries do not perfectly represent the population of tuna in the EPO. Also, the stock assessment model may not perfectly represent the dynamics of the tuna population nor of the fisheries that operate in the EPO. In the current assessment, uncertainty is expressed as (1) confidence intervals around estimates of recruitment, biomass, and a value termed the spawning biomass ratio (SBR), and (2) coefficients of variation (CVs). The confidence intervals and CVs have been estimated under the assumption that the stock assessment model and associated process error perfectly represent the dynamics of the system. Since, as previously mentioned, this assumption is not likely to be satisfied, these values may underestimate the amount of uncertainty in the results of the current stock assessment.

The A-SCALA model is Bayesian in nature because of the addition of priors or constraints for a number of the model parameters. Throughout the text we use the terms "priors" and "constraints" interchangeably. Technically, priors would be based on information (*e.g.* from other species) while constraints are more arbitrary. We follow Fournier *et al.* (1998) and use Bard's (1974) Maximum of the Posterior Distribution, denoted PME (Posterior Mode Estimate), to represent point estimates of the model parameters. This method involves minimizing the sum of the negative of the logarithm of the likelihoods for total catch and proportional catch-at-length data and the priors for recruitment variation, effort deviations, catchability deviations, monotonic growth, fishing mortality penalties, and the curvature of the selectivity curve. In addition, tem-

porary constraints used to improve the estimation process are used in the first few phases of estimation to stabilize the optimization procedure. These constraints are then removed in the final few phases. The model is programmed using the *AD Model Builder* software (Otter Research, 2000; see description in Appendix F), designed for estimating parameters of complex non-linear models, such as A-SCALA, which have large numbers of parameters.

2.2. Hypothesis testing

Hypothesis tests can be used as a guide to help in the determination of the best model structure to use for a particular application (Hilborn and Mangel 1997). We use the Akaike Information Criterion (AIC, Akaike 1973), the Bayes Information Criterion (BIC, Schwarz 1978), and Bayes factors (Aitkin 1991) to test different model structures. We have tried to implement the model in a manner that allows each sub-structure of the model to be removed by changing the value of a single parameter. For example, the influence of the environment on recruitment can be removed from the model by setting β^R to zero. Therefore we can test for the significance of an environmental effect by testing to see if the parameter β^R is significantly different from zero. Parameters that can be used in hypothesis tests of the model structure are:

Effect	H_0
Environmental effect on recruitment	$\beta^R = 0$
Environmental effect on catchability	$\beta_g^q = 0$
Stock-recruitment relationship	$h = 1$
Seasonal recruitment	$c_1^R = 0^*$
Seasonal catchability	$c_{1,g}^q = 0^*$
Fishing mortality used to generate the initial population is different from first few years	$\varpi = 1$

It is also possible to test the significance of groups of parameters. These tests are dependent on the number of parameters estimated in the group. This method can be used to test the significance on temporal trends in catchability and recruitment by testing the significance of $\varepsilon_{t,g}^q = 0$ and $\varepsilon_t^R = 0$, respectively.

2.3. Reference points

The status of the stocks of yellowfin and bigeye tuna in the EPO are assessed by considering calculations based on the spawning biomass, yield per recruit, and AMSY. Precautionary reference points, as described in the FAO Code of Conduct for Responsible Fisheries and the United Nations Fish Stocks Agreement, are being widely developed as guides for fisheries management. The IATTC has not adopted any target or limit reference points for the stocks it manages, but some possible reference points are calculated and described in the following text.

2.3.1. Assessment of stock status based on spawning biomass

The ratio of spawning biomass during a period of harvest to that which might accumulate in the absence of fishing is useful for assessing the status of a stock. This ratio is termed the “spawning biomass ratio” (SBR). The equation defining the SBR is

$$\text{SBR}_t = \frac{S_t}{S_{F=0}}$$

* These also require the estimation of c_2 , and hypothesis tests will be based on the estimation of two additional parameters.

where S_t is the spawning biomass at any time (t) during a period of exploitation, and $S_{F=0}$ is the spawning biomass that might be present if there were no fishing for a long period under average conditions (*i.e.* the equilibrium spawning biomass if $F = 0$). The SBR has a lower bound of zero. If the SBR is zero, or slightly greater than that, the population has been severely depleted and is probably overexploited. If the SBR is one, or slightly less than that, the fishery has probably not reduced the spawning stock. If the SBR is greater than one, it is possible that the stock has entered a regime of increased production.

The SBR has been used to define reference points in many fisheries. Various studies (*e.g.* Clark 1991, Francis 1993, Thompson 1993, Mace 1994) suggest that some fish populations can produce the AMSY when the SBR is somewhere in the range 0.3 to 0.5, and that some fish populations are not able to produce the AMSY if the spawning biomass during a period of exploitation is less than about 0.2. Unfortunately, the types of population dynamics that characterize tuna populations have generally not been considered in these studies, and their conclusions are sensitive to assumptions about the relationship between adult biomass and recruitment, natural mortality, and growth rates. In the absence of simulation studies that are designed specifically to determine appropriate SBR-based reference points for tunas, estimates of SBR_t can be compared to an estimate of SBR for a population that is producing the AMSY ($SBR_{AMSY} = S_{AMSY}/S_{F=0}$). S_{AMSY} is the spawning biomass at AMSY.

2.3.2. Assessment of stock status based on yield per recruit

Yield-per-recruit calculations are also useful for assessing the status of a stock. Growth and natural mortality rates define how the total biomass of a cohort changes as the fish in that cohort become older. The total biomass of a cohort is usually a dome-shaped function of age. Just after the age at recruitment, the total biomass of a cohort increases because the gains due to growth exceed the losses due to natural mortality. Later, as the fish age, the losses due to natural mortality exceed the gains due to growth, and the total biomass of the cohort decreases. There is a point, however, when the gains due to growth exactly balance the losses due to natural mortality. This point is termed the “critical age.” If the fish are harvested when they reach this critical age, the fishery will, on average, obtain the maximum yield from each fish that was recruited to the cohort. The critical age can be converted to a “critical weight,” using a growth curve and a weight-length relationship (Eq. B.11). The weight-length relationship accounts for the distribution of length at age, but not for temporal variability. This conversion makes the concept of maximizing the yield per recruit more practical. If the average weight of the fish in the catch is close to the critical weight, the fishery is probably close to maximizing the yield from each recruit. If the average weight of fish in the catch is less than the critical weight, the fishery is, on average, removing fish before potential gains from growth have been maximized. If the average weight of fish in the catch is greater than the critical weight, the fishery is, on average, losing yield from losses due to natural mortality.

In many cases it may not be practical to take actions to ensure that the average weight of fish in the catch is equal to the critical weight, and, in general, one should consider that the objective of maximizing the yield per recruit is being satisfactorily achieved if the average weight is close to the critical weight. The yield per recruit is affected both by the amount of fishing effort that is exerted and by the age-specific pattern of selectivity. If the average weight of fish in the catch is not close to the critical weight, adjusting either of these controls can help to optimize the yield per recruit. If the fishing effort is less than an optimum level, the yield per recruit will not be maximized because many fish will die from natural mortality. If the fishing effort is greater than an optimum level and the age at entry is less than the critical age, the yield per recruit will

not be maximized because many fish will be caught before potential gains from growth have been realized. The previous two statements are based on the assumption that there is a fixed pattern of age-specific selectivity. In practice, it is difficult to control the age-specific pattern of selectivity. Nevertheless, the total age-specific pattern of selectivity for all fishing methods combined, and therefore the yield per recruit, can be modified by changing the distribution of effort among fishing methods with different patterns of age-specific selectivity. For example, if the average weight of fish in the catch is less than the critical weight, it would be possible to increase the yield per recruit by decreasing the amount of fishing effort exerted by the fisheries that catch young fish. It should be noted that controlling the age-specific pattern of selectivity so that only fish of the critical age are caught is not an appropriate strategy for optimizing the yield per recruit because this strategy implies that the level of fishing mortality should be infinitely high.

2.3.3. Assessment of stock status based on AMSY

Reference points based on AMSY are also useful for managing fish stocks, and maintaining stocks at levels capable of producing the AMSYs is the management objective specified by the IATTC Convention. One definition of AMSY is the maximum, long-term yield that can be achieved under average conditions using the current, age-specific selectivity pattern of all fisheries combined. Theoretically, under average conditions, there is a fishing mortality rate that maximizes the yield from the combined fishery. If the fishing mortality rate remains at this level for a long time, the population size, under average conditions, will remain at a constant level. This population size is defined as the biomass at AMSY (B_{AMSY}). There is a similar definition for the spawning biomass at AMSY (S_{AMSY}). If the management objective is to achieve the AMSY, recent catch levels (C_{1999} , defined as the total catch in 1999) should be close to the AMSY and recent biomass levels, B_{2000} and S_{2000} (defined as the biomass levels at the start of 2000), should be close to B_{AMSY} and S_{AMSY} , respectively. Therefore, the ratios C_{1999}/AMSY , B_{2000}/B_{AMSY} , and S_{2000}/S_{AMSY} should be close to 1.0. However, it should be noted that even if the system is close to the levels that can produce the AMSY, fluctuations in the dynamics of the system (e.g. fluctuations in recruitment and catchability) may cause these ratios to differ from 1.0. Similarly, fluctuations in the dynamics of the system may also cause these ratios to be close to 1.0 when the system is not close to the levels capable of producing the AMSY.

The AMSY calculations discussed above are dependent on a fixed overall selectivity pattern. It is possible to increase AMSY by changing the selectivity pattern. Selectivity patterns that catch the majority of fish at or above the critical age usually have higher maximum equilibrium yields than selectivity patterns that catch the majority of fish below the critical age. Therefore, it is possible that fishing solely with one fishing method may produce higher AMSY levels than when using all methods combined. This possibility is investigated by calculating AMSY for each fishing method separately.

The AMSY-based calculations are computed with the parameter estimates from the stock assessment model. Thus, the AMSY-based results are currently presented as point estimates, but it should be noted that there are uncertainties in these results. We consider quantifying the uncertainty in the AMSY-based results to be an important topic for future work.

2.4. Forward projections

Stochastic projections were conducted to gain further understanding of how, in the future, hypothetical changes in the amount of fishing effort exerted by the surface fleet might simultaneously affect the stocks of tunas in the EPO and the catches by the various fisheries. Several

scenarios were constructed to define how the various fisheries that take tunas in the EPO would operate in the future and also to define the future dynamics of the tuna stocks.

The results from stochastic projections should be interpreted with caution because these studies were conducted under a set of assumptions that, in the future, may prove to be false. Readers should look for general patterns and trends in the results from a set of simulations, rather than the values predicted by a single projection. For example, rather than considering the predicted level of future biomass from a single simulation, it is more appropriate to consider whether multiple projections (e.g. conducted under multiple recruitment scenarios) tend to predict that future biomasses will be less than or greater than some level. One hundred projections were conducted for each of the scenarios outlined below. It is also appropriate to consider the results of the projections by comparing the relative outcomes of making different assumptions about the future.

It is generally best to conduct projections that make predictions about the short-term future. Short-term projections are appropriate because it is difficult to accurately predict how, given its past behavior, a system will behave in the future. For example, there has been so much variation in the catchabilities of tuna taken by the fisheries of the EPO that it is difficult to predict how these parameters might change in the future. Short-term projections can reduce the degree to which inappropriate assumptions about the future dynamics of the system affect predictions from the model. The projections discussed below were conducted for a time span of 5 years, covering the period of 2000 through 2004 (with quarterly time steps).

2.4.1. Fishing effort

The following scenarios have been specified to describe the hypothetical amount of fishing effort that might be exerted by the surface fleet during 2000-2004.

1. The surface fleet will exert an amount of effort that is equal to 75 percent of the average amount of effort it exerted during 1998-1999.
2. The surface fleet will exert an amount of effort that is equal to the average amount of effort it exerted during 1998-1999.
3. The surface fleet will exert an amount of effort that is equal to 125 percent of the average amount of effort it exerted during 1998-1999.

These scenarios are based on quarterly levels of fishing effort. For example, in the first scenario, the effort in each quarter of each year is equal to 75 percent of the average effort exerted during the corresponding quarters of 1998 and 1999.

All of the projections were conducted under the assumption that, from 2000 through 2004, the longline fleet will exert an amount of effort equal to the amount of effort it exerted during 1998 (again by quarter).

2.4.2. Selectivity and catchability

Two assumptions were made about selectivity (the age-specific component of fishing mortality): it was assumed that the selectivity curve for each fishery included in the projection (1) does not change during the course of the projection, and (2) is the same as that estimated by the stock assessment model.

It was further assumed that the catchability of tuna to each fishery included in the projections does not change during the course of the simulation. Future levels of catchability for each fishery were assumed to be equal to the average catchability for that fishery during 1998 and 1999, all computed on a quarterly basis.

2.4.3. Discards

Two scenarios have been specified to describe the future status of discarded tuna. In the first scenario, it is assumed that all discarded tuna will die. In the second scenario, it is assumed that either there are no discards because the fish that are usually discarded will not be caught or, equivalently, that all discarded tuna survive. It is important to note that the assumption of no discards is not intended to represent a scenario in which small fish are retained in the catch. The retention of small fish that might normally be discarded has not been explicitly modeled in this simulation study. In most instances, assuming that small fish will be retained is equivalent to assuming that the discarded fish will die. Therefore, readers interested in the results of retaining fish that would normally be discarded should consider the projections conducted under the first scenario for describing the status of discards. It should also be noted, however, that future retention of small fish would cause the projected catches taken by the primary surface fleet to be underestimated.

2.4.4. Assumptions about population dynamics

The projections were conducted under the assumption that, in the future, the biological and demographic parameters that govern the population dynamics of a stock of tuna in the EPO would be similar to those that governed the dynamics of that stock during 1975-1999. In particular, the growth function, weight-length relationship, maturity curve, and natural mortality were assumed to be the same as those used or estimated in the stock assessment model. The recruitment during 2000 through 2004 was assumed to vary randomly around the same average level and to be as variable as the recruitment during 1975-1999. It should be noted that the estimates of recruitment from the stock assessment model appear to be auto correlated, but in the projections the recruitment was not auto correlated. Adding autocorrelation to the projected time series of recruitment would cause the simulation results to be more variable.

3. APPLICATIONS

The A-SCALA method is applied to the yellowfin and bigeye stocks of the EPO. The following text describes the data used and assumptions made for these two applications.

3.1. Data structure

Several fisheries have been defined to stratify the catch and effort data. The fisheries have been defined 1) to group data that are characterized by similar selectivities and catchabilities, and 2) to allow the investigation of management options based on spatial and fishing method criteria. These fisheries are defined on the basis of gear type (purse seine, pole and line, and longline), purse-seine set type (sets on floating objects, unassociated schools, and dolphins), time period, and IATTC length-frequency sampling area or latitude.

3.1.1. Yellowfin

Sixteen fisheries are defined for the stock assessment of yellowfin tuna (Table 1). The spatial extents of the fisheries and the boundaries of the length-frequency sampling areas are illustrated in Figure 1.

3.1.2. Bigeye

Thirteen fisheries are defined for the stock assessment of bigeye tuna (Table 2). The spatial extents of the fisheries and the boundaries of the length-frequency sampling areas are illustrated in Figure 2.

3.2. Data

Catch, effort, and size-composition data for January 1975-December 1999 were used to conduct the stock assessment of yellowfin and bigeye tuna in the EPO. The data for 1999, which are preliminary, include records that had been entered into the IATTC databases as of 17 April 2000. All data are summarized and analyzed on a quarterly basis. To conduct the assessment, the catch and effort data in the IATTC databases are stratified by the fisheries defined in the previous section.

3.2.1. Catch

The IATTC staff has adopted three definitions relating to catch data; these terms are used throughout this report.

Landings – the amounts of fish (weight or numbers) removed from the population at a given time and delivered to any landing facility at a subsequent time. (The landings are not necessarily delivered to the landing facility during the same time period that the fish were removed from the population.)

Discards – the amounts of fish (weight or numbers) removed from the population at a given time and discarded at sea.

Catches – the total amounts of fish (weight or numbers) removed from the population at a given time (catches = landings + discards).

All three of these types of data are used to assess the stocks of yellowfin and bigeye tuna. Figures 3 and 4 show catches by fishery, for yellowfin and bigeye, respectively.

3.2.2. Effort

Purse-seine effort data are available only as the number of sets by set type and total days fished for all set types combined. We consider days fished as a more appropriate measure of effort than numbers of sets, because days fished incorporates searching time. Therefore we convert total days fished into days fished by set type. A complicated method is used to estimate the amount of fishing effort exerted by purse-seine vessels. A short description of this method follows. Fishing effort for purse seiners is estimated in a five-step process. In Step 1, information from the IATTC logbook database is used to compute the average catch per day of fishing (CPDF) of all three tuna species (bigeye, yellowfin, and skipjack) and all set types (floating object, dolphin, and unassociated) combined. This computation is done for each month and IATTC length-frequency sampling area (Figure 1). In Step 2, the total landings (by month and length-frequency sampling area for all three tuna species combined) from the IATTC landings database (hail weights and cannery statistics) are divided by the estimates of CPDF. This division raises the effort from logbook data to include effort that was not reported in vessel logbooks and provides an estimate of the total days fished for all three set types combined in each month and length-frequency sampling area. In Step 3, linear regression models (one model for each year) are used to determine the average number of days fishing required to make a single set of each type. The regression regresses the number of days fished against number of sets for each of the three set types as explanatory variables. The coefficients of the set types estimated in the regression are then used to determine how many days are required for making a set of each set type. In 1990, for example, sets on floating objects, dolphins, and unassociated schools of tuna were estimated to take, respectively, averages of about 1.3, 0.9, and 0.7 days each. In Step 4, the results from the regression analyses are used in conjunction with the number of sets (by set type) recorded in the logbook database to estimate the proportion of days fished per set type. Finally, in Step 5, the total days fished from Step 2 are

multiplied by the proportions from Step 4 to obtain estimates of the total days fished by set type within each time-area stratum.

The fishing effort for pole-and-line vessels, in total days fished, is estimated by computing the CPDF from the information in the IATTC logbook database and dividing the CPDF into the total landings by pole-and-line vessels recorded in the IATTC landings database. These estimates are made for each month and length-frequency sampling area.

The longline effort data are taken from the IATTC landings database, which includes data provided to the IATTC staff by the governments of French Polynesia, Japan, Mexico, the Republic of Korea, and Taiwan. Longline effort for bigeye is standardized for month, latitude, and longitude with regression tree analysis (Watters and Deriso 2000).

The effort for yellowfin and bigeye, by fishery, is shown in Figures 5 and 6, respectively.

3.2.3. Discards

For the purposes of stock assessment, it is assumed that tuna are discarded from catches made by purse-seine vessels (1) because of inefficiencies in the fishing process (*e.g.* when the catch from a set exceeds the remaining storage capacity of the fishing vessel) (2) because the fishermen sort the catch to select fish that are larger than a certain size. In either case, the amount of tuna that is discarded is estimated with information collected by IATTC observers, applying methods described in Appendix G. Regardless of the reason that tuna are discarded, it is assumed that all discarded fish are killed.

Estimates of discards resulting from inefficiencies in the fishing process are added to the catches made by purse-seine vessels. No observer data are available on discards in the purse-seine fisheries prior to 1993, and it is assumed that there were no discards during that period. There are periods after 1993 when the observer data are not sufficient to estimate the discards; for these periods, it is assumed that the discard rate (discards/landings) is equal to the discard rate for the closest time period when observer data were sufficient to estimate the discards. Unfortunately, no observer data on discards in the pole-and-line and longline fisheries are available, and it is assumed that there are no discards in these fisheries.

Discards that result from the process of sorting the catch in the floating-object fisheries are treated as separate fisheries. (This is not necessary for the other purse-seine fisheries because sorting is infrequent in these.) It is important to treat the discards in the floating-object fisheries separately because the size-composition data collected from port sampling cannot provide information about the size of the fish in these discards. Thus, discards that result from sorting the catch represent removals for which size compositions must be obtained at sea. IATTC observers collect limited information on the sizes of discarded tunas. All that is known about the fish that are discarded during sorting is that they are mostly small fish that weigh less than about 2.5 kg. By creating fisheries whose catch is composed exclusively of small, discarded fish, it is possible to conduct a stock assessment without detailed data on the size composition of the discards because the small fish that are discarded during sorting are likely to belong to only a few age classes. For the purse-seine fisheries, there are periods since 1993 when observer data are not sufficient to estimate the discards; for these periods, it is assumed that the discard catchability is equal to the average discard catchability.

Catches of yellowfin and bigeye in the discard fisheries are shown in Figures 3 and 4, respectively.

3.2.4. Length-frequency data

The availability of length-frequency data by fishery is given in Tables 3 and 4 for yellowfin

and bigeye, respectively. For sample size estimates we used the number of wells sampled for the purse-seine fisheries, instead of the number of fish sampled. We assume that this is a better measure of the sample size because each well often contains fish from a single set, each set usually catches fish from a single school, and tuna often school by size. We down-weighted the longline sample size by scaling the data so the mean sample size was the same as the mean sample size for the purse-seine fisheries.

3.3. Biological and fishery assumptions

3.3.1. Growth

A two-phase growth curve is used in the assessment because the von Bertalanffy curve does not provide good fits to growth data for the full range of ages for tuna (Kume and Joseph, 1966; Suda and Kume, 1967; Wild, 1986; Bayliff, 1988; Hampton *et al.*, 1998). Individual values for mean length at age are estimated for the first few ages, and the von Bertalanffy growth curve is used to represent the mean length at age for the older fish.

Growth data are available for both yellowfin and bigeye, and this information is used to fix some of the growth parameters in the model or as starting values of the estimated parameters for the estimation procedure. The growth of yellowfin was estimated by Wild (1986), who used the Richards growth equation and counts of daily increments in otoliths ($L_{\infty} = 188.2$, annual $k = 0.724$, $t_0 = 1.825$ yrs, $m = 1.434$). These values were used to fix the growth parameters (by fitting a von Bertalanffy curve to the values represented by the Richards growth equation of Wild) for the yellowfin assessment. For bigeye, Suda and Kume (1967) provided von Bertalanffy growth parameters ($L_{\infty} = 214.8$ cm; annual $k = 0.2066$; and $t_0 = 0.0249$ yrs) that predict average lengths at age similar to those used in previous assessments of bigeye in the EPO (see Uosaki and Bayliff 1999). Therefore, Suda and Kume's (1967) estimate of k was used in the bigeye assessment. Their estimate of L_{∞} was also used to constrain the average length for bigeye 42 quarters old.

The following weight-length relationship, from Wild (1986), was used to convert lengths to weights for yellowfin:

$$w = 1.387 \times 10^{-5} \cdot l^{3.086}$$

where w = weight in kilograms and l = length in centimeters. The following weight-length relationship, from Nakamura and Uchiyama (1966), was used to convert lengths to weights for bigeye:

$$w = 3.661 \times 10^{-5} \cdot l^{2.90182}$$

3.3.2. Recruitment

It is assumed that tuna can be recruited to the fishable population during every quarter of the year. It should be noted that this assumption is different from the one made in previous assessments of tuna from the EPO (*e.g.* IATTC 2000), in which tuna were assumed to be recruited to the fishery only twice per year. Recruitment may occur more than twice per year because individual fish can spawn almost every day if the water temperatures are in an appropriate range (Schaefer 1998).

A Beverton-Holt stock-recruitment curve (Beverton and Holt 1957) is included in the model. This relationship allows average recruitment to become reduced as the spawning population size reduces. The steepness of this relationship can be estimated within the model. For the yellowfin and bigeye assessments we assumed that there was no relationship between recruitment and spawning population size (IATTC, 2000) and that recruitment varies randomly around

an average value independent of the spawning stock size. Recruitment is also allowed to vary randomly from time period to time period and change with a seasonal pattern. A constraint is applied to the recruitment variation to make the variation consistent with other fish populations and to stabilize the estimation procedure. The proportion of females in each age class which are mature is used to estimate the spawning biomass of the stock. The proportion of females mature at age is estimated from the mean lengths at age, the proportions mature at age, and the sex ratio at age (Tables 5 and 6).

The current stock assessment contains the assumption that oceanographic conditions might influence recruitment of tuna in the EPO. This assumption is supported by observations that spawning of yellowfin is temperature-dependent (Schaefer 1998) and that previous estimates of recruitment are correlated with El Niño events (Joseph and Miller, 1989). To incorporate the possibility of an environmental influence on recruitment of tuna in the EPO, a temperature variable is included in the stock assessment model, and it is determined whether there is a statistically-significant relationship between this variable and estimates of recruitment. The temperature data were included in the model based on the quarter during which the fish were hatched. The SST data were obtained from the U.S. National Oceanic and Atmospheric Administration Climate Diagnostics Center at <http://www.cdc.noaa.gov/cgi-bin/Timeseries/time-series1.pl> (Kalnay *et al.* 1996).

For the current yellowfin assessment, average SST anomalies in an area combined of two boxes from about 20°N-11°S latitude and 99°W-150°W longitude and about 11°N-11°S latitude and 84°W-101°W longitude are used as the candidate environmental variable for affecting recruitment. For bigeye, average SST anomalies in an area from about 11°N-14°S latitude and about 81°W-150°W longitude are used for this purpose. These data were included in the stock assessment model after they had been offset by two quarters (the age of the first age-class in the model).

3.3.3. Stock structure

For the purposes of the current assessment, it is assumed that tuna move around the EPO at rates that are rapid enough to ensure that the population is randomly mixed at the start of each quarter of the year. It is assumed that tuna in the EPO do not have significant movement out of the EPO and that movement within the EPO is such that the population can be considered as a single stock. This assumption is supported for yellowfin by the data reviewed in Suzuki *et al.* (1978).

3.3.4. Natural mortality

There are no reliable estimates of natural mortality for tunas in the EPO. Therefore, we have developed age-specific natural mortality schedules based on biological assumptions and estimates of natural mortality from other stocks of tuna.

Throughout much of the Pacific, the ratio of male to female yellowfin and bigeye in the catch changes in favor of males as the size of the fish in the catch increases (e.g. Schaefer 1998). Everett and Punsly (1990) said that this could be because (1) large females are less vulnerable to fishing than large males (perhaps because large females do not occur in the main fishing areas), (2) females grow more slowly than do males, or (3) large females die at a more rapid rate than do large males (perhaps because the physiological costs of reproduction are higher for females). The first interpretation is unlikely because sex ratios are similar in the longline and purse-seine fisheries. The second interpretation is unlikely because there is no observed accumulation of females

at smaller sizes. Therefore, the third interpretation is most probable (Everett and Punsly 1990), and it has been used in the following stock assessment of yellowfin and bigeye from the EPO.

For the current stock assessment, it is assumed that, as tuna grow older, the natural mortality rate (M) changes. This assumption is similar to that made in previous yellowfin assessments by the IATTC staff, where the natural mortality rate is assumed to increase for females after they reach the age of 30 months (e.g. IATTC 2000). Males and females are not treated separately in the current stock assessment, and the natural mortality rate is treated as a rate for males and females combined. Use of a combined natural mortality curve that changes with age is biologically justifiable. It is assumed that the mortality curve is composed of three phases (Figures 7 and 8).

Early in life, in the first phase of the mortality curve, M is assumed to be high because tuna of both sexes are small and vulnerable to predation by other fishes. As the fish grow through the first phase, they become less vulnerable to predation, and the natural mortality rate is assumed to decline (Figures 7 and 8).

After the onset of sexual maturity, in the second phase of the natural mortality curve, it is assumed that the combined M increases as age increases (Figures 7 and 8). This increase in combined M is attributed to an increase in the M for females only. This increase is consistent with the third interpretation of changes in size-specific sex ratios described previously.

Late in life, in the third phase of the mortality curve, the combined natural mortality rate is assumed to decrease (Figures 7 and 8). This decrease occurs because the high rate for females during the second phase of the mortality curve would have removed most of the females from the population. Under these conditions, the combined natural mortality rate decreases and eventually becomes equal to the assumed rate for males when all the females have died.

Data from yellowfin and bigeye tuna tagged and recaptured in the western and central Pacific (Hampton 2000) and estimates for yellowfin in the western and central Pacific from stock assessment models (Hampton and Fournier 2000) suggest that the trend described above is reasonable. The values of quarterly M used in the current stock assessments for yellowfin and bigeye tuna are plotted in Figures 7 and 8. These values were calculated by making the assumptions described above, fitting to sex ratio data (Schaefer 1998), and comparing the values with those estimated for tuna in the western and central Pacific (Hampton 2000; Hampton and Fournier 2000).

3.3.5. Catchability

It is assumed that oceanographic conditions might influence the efficiency of the various fisheries catching tuna in the EPO. It is widely recognized that oceanographic conditions influence the behavior of fishing gear. For example, current shear changes the shape of tuna longlines and affects how deep this gear can effectively fish (Mizuno *et al.* 1999) and environmental conditions can modify the horizontal and vertical distributions of favorable habitat (Hinton and Nakano 1996). Joseph and Miller (1989) found that catch rates of yellowfin and skipjack were correlated with thermocline depth; a deeper thermocline during El Niño events reduced catchability. In the current assessments of yellowfin and bigeye tuna in the EPO, it is assumed that environmental conditions might affect the efficiency of the surface and longline fisheries. Although there are many oceanographic variables that might affect the performance of these fisheries (e.g. thermocline depth or wind stress), it is assumed that SST data can be used to approximate the effects of these variables. To incorporate the possibility of environmental influences on fishery performance, temperature data are included in the stock assessment, and it is determined whether there are statistically significant relationships between these data and estimates of the

efficiency of various fisheries. For the current assessment, SST anomalies for “core areas” inside the fishery boundaries (illustrated in Figures 1 and 2) were included as candidate environmental variables. The SST data were obtained from the National Oceanic and Atmospheric Administration Climate Diagnostics Center at <http://www.cdc.noaa.gov/cgi-bin/Timeseries/time-series1.pl> (Kalnay *et al.* 1996). Environmental variables were not included for the longline fishery in the bigeye tuna assessment. Standardized effort generated by regression tree analysis (Watters and Deriso 2000) was used instead. The effort was standardized for month, latitude, and longitude.

It should be noted that environmental conditions were assumed not to affect the efficiencies of the discard fisheries. This assumption was made because the catch and effort data from these fisheries are assumed to be so variable that they cannot provide the information needed to determine whether there is a significant environmental effect.

3.4. Model parameters

Table 7 gives a general description of the model parameters and indicates which parameters are estimated for yellowfin and bigeye base case analyses.

4. RESULTS

The A-SCALA stock assessment model produces numerous results, complete sets of which are presented by Maunder and Watters (2001) for yellowfin and Watters and Maunder (2001) for bigeye. In this section we present the main results from these applications, and point out some of the more interesting aspects of the analyses. In addition we compare our results with those previously obtained with cohort analysis.

4.1. Fits and estimation

The A-SCALA model is fitted to catch and proportional catch-at-length data. On average, the predicted length frequencies fit the observed length frequencies well for both yellowfin and bigeye (Figures 9 and 10). However, individual length-frequency data sets for time and gear strata can show both very good (*e.g.* yellowfin fishery 4 1999 quarter 1, Figure 11, and bigeye fishery 3 1998 quarter 4, Figure 12) and very poor fits (yellowfin fishery 4 1999 quarter 4, Figure 11, and bigeye fishery 4 1999 quarter 2, Figure 12). The poor fits for some individual length-frequency data sets are expected because each length-frequency data set is only a sample of the total catch, and often the sample size is small. Therefore, the data set may not be a good representation of the true length-frequency distribution of the catch. There are also processes not included in the model that may cause the predictions to differ from the observed data (*e.g.* temporal variation in growth rates). In contrast to the length-frequency data, it is assumed that the total catch is known precisely, so the fit to the catch data is highly constrained. Given this assumption, the predicted catch almost perfectly matches the observed catch data. The catch data are probably not known as well as we assume, but the estimation procedure becomes unstable if too much uncertainty is included in the total catch data for all fisheries.

We encountered convergence problems when estimating the growth parameters in both the yellowfin and bigeye applications. When convergence was obtained the results were biologically unreasonable. For the yellowfin application we had to fix all the growth parameters except the individual lengths at age for the first few ages. These parameters were fixed, using estimates from previous studies and looking at the variation in the length-frequency data sets. For the bigeye application, the variance of the length-at-age and the growth rate parameter were fixed,

and the length at the maximum age was constrained to be below previous estimates of L_∞ . It is unclear why we found it difficult to estimate all the growth parameters. Fournier *et al.* (1998), using MULTIFAN-CL, were able to estimate growth parameters for South Pacific albacore that were consistent with estimates based on vertebral ring counts.

We also had difficulty estimating the selectivity parameters. The selectivity parameters were often estimated to be highly selective for older individuals, even if these individuals were not seen in the length-frequency data. We overcame this problem by fixing the selectivity at zero for ages that did not have any observed catches in the length-frequency data. The final estimates of selectivity had multiple peaks for many of the fisheries. These peaks were not expected, due to the smoothness penalty included in the objective function. These peaks may have been a result of (1) different sections within a fishery selecting different-sized fish or (2) the estimation procedure trying to explain variation not caused by selectivity (for example, temporal variation in growth rates or in population distribution).

The sample size had a large influence on how well we fit the length-frequency data and the overall results of the model. The longline length-frequency data have very large sample sizes, and these data dominate the likelihood. After initial runs of the model, we decided to down-weight the sample size data for the length frequencies. We used the number of wells sampled instead of the number of fish sampled for the purse-seine fisheries. We assume that this is a better measure of the sample size because each well often contains fish from a single set, each set usually catches fish from a single school, and tuna often school by size. We down-weighted the longline sample size by scaling the data so that the mean longline sample size was the same as the mean sample size for the purse-seine fisheries. This down-weighting of length-frequency data is consistent with other studies that suggest that actual sample sizes give too much weight in assessments that fit to catch-at-age data based on a multinomial type likelihood function (Crone and Sampson 1998).

4.2. Biomass

Biomasses of both yellowfin and bigeye were estimated to be currently above the levels that would support AMSY. B_{AMSY} for yellowfin was estimated to be about 25 percent of the average unexploited biomass. Biomass of yellowfin declined from about the B_{AMSY} level in 1975 to about half the B_{AMSY} level in 1983 and then increased and stayed above the B_{AMSY} level for the rest of the time period (Figure 13). The increase in biomass during 1983 corresponds to the regime-shift in recruitment. The increase also corresponds to a decrease in numbers of unassociated sets and an increase in numbers of dolphin sets. These changes in effort increased the average size of fish caught, and therefore reduced the mortality of small fish, which facilitated the increase in biomass. The biomass of bigeye in the EPO is estimated to be above B_{AMSY} for the whole period since 1975 (Figure 14). The biomass peaked in 1985, and then declined, but then sharply increased in recent years.

4.3. Recruitment

Recruitment estimates varied widely over the estimation time frame for both yellowfin and bigeye (Figures 15 and 16). However, the temporal variation in recruitment for bigeye before 1992 is much smaller than after 1992, and also smaller than for yellowfin. The reason for this lack of variation is that there is very little information about the small bigeye contained in the data before 1993. The FAD fishery started in 1993, and before this bigeye was caught in significant amounts mainly by the longline fisheries. The longline fisheries catch only large bigeye, and, at this size, consecutive cohorts have similar mean sizes, with large variations in size, which removes any signal about cohort strength in the length-frequency data. This lack of information

can also be seen by comparing the confidence intervals with those for yellowfin, which are much smaller. Some yellowfin fisheries catch a number of different sizes over the whole time period, which provides information on cohort strength for all the years.

Recruitment appears to be related to stock size for yellowfin (Figure 17), but not for bigeye (Figure 18). The apparent relationship between stock size and recruitment for yellowfin is due to the existence of two different regimes of productivity, with a regime shift occurring in 1983. If recruitment is increased due to a new productivity regime, then biomass is also increased. Therefore, there is high recruitment and high biomass in one regime and low recruitment and low biomass in another regime, giving the appearance of a stock-recruitment relationship. This can be seen as two clouds of points in the stock recruitment graph (Figure 17). The cause of the two productivity regimes for yellowfin tuna is unknown.

Recruitment is positively related to SST for yellowfin (Figure 17), but not for bigeye (Figure 18). Much of this correlation comes from a seasonal signal in both SST and recruitment. The lack of a significant relationship between SST and recruitment for bigeye could be due to the poor estimates of recruitment before 1992, as mentioned above. A correlation of recruitment with an environmental time series would allow the strength of a cohort to be predicted before it entered the fishery, thus allowing more informed management decisions. However, the relationship for yellowfin visually looks weak from the plot and would not have much predictive power. Other environmental time series that may be more appropriate for predicting recruitment should be investigated for both yellowfin and bigeye.

A major feature of the recruitment estimates for both yellowfin and bigeye is the low recruitment estimated for the most recent quarters, which was preceded by a large pulse of recruitment. The estimates of low recruitment to the fishery for the most recent quarters were derived from the 1999 length-frequency data for the floating-object fisheries (Figures 11 and 12). Despite the high catch rates (Figures 19 and 20) in some of these fisheries, there were few young yellowfin and bigeye caught in the floating-object fisheries during the third and fourth quarters of 1999, which indicates low recruitment. There is no information in the length-frequency data about the cohorts hatched during 1999, so the abundances of these cohorts, which will enter the floating-object fisheries in 2000 and 2001, are unknown. The confidence intervals for the most recent recruitment estimates are large. This is due to the fact that these cohorts have been seen in relatively few, if any, of the length-frequency data sets. The shortage of small fish in the length-frequency data for 1999, which is assumed to be due to low recruitment, could also be due to biased length-frequency samples, changes in growth rates, changes in selectivity, targeting of large fish, or more discarding of small fish. More information will come available about the size of these cohorts as they grow and become vulnerable to other fisheries.

4.4. Selectivity

There is a wide range of selectivity patterns for the different fisheries. Floating-object fisheries catch small bigeye and yellowfin. The inshore floating-object fishery, which was also the main floating-object fishery prior to the introduction of FADs in 1993, catches larger bigeye than the other floating-object fisheries. This could be due to a higher proportion of flotsam compared to FADs in the inshore area. Fisheries on unassociated schools generally catch larger yellowfin and bigeye than the floating-object fisheries, and longline fisheries catch the largest yellowfin and bigeye. The dolphin fisheries catch larger yellowfin than do the other surface fisheries. These different selectivities have-yield-per recruit consequences that are described below.

4.5. Catchability

Catchability is highly variable for most fisheries, and it is uncertain what factors influence these fluctuations. The catchability of yellowfin appears to be related to SST only in the southern longline fishery, for which there is a positive relationship. There are some long-term trends in catchability for yellowfin: for floating-object sets, catchability has generally decreased over time, while catchability for unassociated sets, dolphin sets, and pole-and-line gear it has increased over time, except in the dolphin fishery in the southern offshore region, where it has decreased over time. It is difficult to make any other generalizations for the other fisheries for yellowfin or bigeye. A relationship between an environmental time series and catchability would allow management to predict catch rates, and possibly to differentiate between low catchability and low abundance. Other environmental time series that may be more appropriate for predicting catchability should be investigated for both yellowfin and bigeye.

4.6. Growth

As previously stated, we had difficulty estimating growth for both yellowfin and bigeye. Apart for the first few age classes, the growth was fixed for yellowfin and highly constrained for bigeye. For both yellowfin and bigeye, the growth estimates for some of the first few age classes showed lower growth rates than for the neighboring age classes (Figures 21 and 22). This slowing in growth rates for small individuals is consistent with estimates from the western Pacific obtained from tagging, otolith, and length-frequency data (Hampton and Fournier 2000).

4.7. Average weight

The trends in average weight of the fish caught in the two applications differed greatly. Average weight of yellowfin has been well below the critical weight since the start of the estimation time period (Figure 23). The average weight of bigeye was above the critical weight until the expansion of the floating-object fisheries in 1993 (Figure 24). Since 1993, the average weight for bigeye has decreased to well below the critical weight. It is interesting to note that the average weight of yellowfin did not show a significant drop corresponding to the expansion of the floating-object fishery. This lack of change is consistent with the low catches of yellowfin in the floating-object fisheries.

Average weight below the critical weights for yellowfin and bigeye suggests that these stocks are being overfished in the yield-per-recruit sense. This growth overfishing is a consequence of the floating-object and unassociated school fisheries (Figures 25 and 26). As discussed in more detail below, moving effort to the fisheries that catch larger fish may increase total yields.

4.8. AMSY

Both the yellowfin and bigeye fisheries have effort levels that will produce catches close to the AMSY levels, given the current distribution of effort among the fisheries (Figures 27 and 28). The effort level for bigeye is much lower than that corresponding to the AMSY, but because the yield curve is flat topped, the expected yield is only slightly less than AMSY. For yellowfin, the current effort is close to the effort level that would produce AMSY. Decreasing the effort, which would reduce the cost of fishing, would provide only a marginal decrease in the long-term average yield of yellowfin, with the benefit of a relatively large increase in the yellowfin spawning biomass.

The estimation of the AMSY, and its associated quantities, is sensitive to the age-specific pattern of selectivity that is used in the calculations. The AMSY-based quantities described previously were based on an average selectivity pattern for all fisheries combined, which was calcu-

lated from the current allocation of effort among fisheries. Different allocations of fishing effort would change this combined selectivity pattern. To illustrate how AMSY might change if the effort is reallocated among the various fisheries (other than the discard fisheries), the AMSY calculations were repeated using the age-specific selectivity pattern estimated for each fishery (Tables 8 and 9). AMSY could be greatly increased for both species if the effort was allocated to fisheries that catch fish that are closer to the critical weight. This would require fishing with longlines and with purse-seines for dolphin-associated fish for yellowfin and with longlines for bigeye. These fisheries would also produce higher biomass levels at AMSY. Because there is no stock-recruitment relationship, these results reflect a yield-per-recruit tradeoff between the gears. It is not known if increasing effort in the longline and dolphin fisheries is practical, economically profitable, or would even produce the yields estimated in this analysis. However, the analysis gives a good indication of the effects of the floating-object fishery. These results are also highly dependent on the age-specific natural mortality used in the analysis, and the values of natural mortality for yellowfin and bigeye are highly uncertain.

The apparent regime shift in yellowfin productivity that began in 1985 may require a different approach to estimating the AMSY. Different regimes will give rise to different values for the AMSY. AMSY estimates and the associated values for the two regimes, using average recruitment over the 1975-1984 and 1985-1999 periods, are given in Table 10. The AMSY calculated from the current regime is 14 percent greater than the AMSY estimated for the whole 1975-1999 period, and 45 percent greater than that estimated for the period ending in 1984.

4.9. Forward projections

The forward projections show that there is considerable uncertainty in the estimates of future biomass (Figures 29 and 30) and catch (Tables 11 and 12). These results assume uncertainty only in future recruitment, and therefore underestimate the real uncertainty. Inclusion of uncertainty in the parameter estimates and variation in catchability would greatly increase the uncertainty in the estimates of future catch and biomass. There also appears to be autocorrelation in recruitment, and including this in the forward projections would increase the uncertainty. On the other hand, finding good relationships between an environmental time series and recruitment and between an environmental time series and catchability might reduce uncertainty in the forward projections, particularly if the environmental index can be forecast.

The strong cohorts of yellowfin and bigeye tuna that were estimated to have been recruited to the fisheries in the EPO during 1997-1998 caused the SBR to increase (Figures 29 and 30). However, the weak cohorts that entered the fishery in 1999 are predicted to reduce the SBR. This reduction in SBR is caused by the use of average recruitment during the 1975-2000 period in the projections (with temporal variation around this average). Under the current effort levels, the yellowfin biomass is predicted to be reduced to levels around those that would produce AMSY and the bigeye biomass to stay above the levels that would produce AMSY. These results are consistent with the results that current effort for yellowfin is around the effort that would produce AMSY and current effort for bigeye is below this level.

Changing effort in the surface fisheries and reducing discards can influence both biomass levels (Figures 29 and 30) and catches (Tables 11 and 12). Eliminating the discards from the fishery (*i.e.* all discarded fish survive) would have a large influence on the future catches and biomass levels for bigeye, but not for yellowfin. Changing effort in the surface fishery would have a moderate effect on bigeye catches from both surface and longline fisheries, substantially affect yellowfin biomass, moderately affect bigeye biomass, and influence the longline catches, but not the surface catches, of yellowfin.

The results from these simulations have been calculated with the average recruitment for the 1975-1999 period. As was mentioned above, it appears that yellowfin have been in a higher productivity regime for the last 15 years. If the simulations were repeated, using an average recruitment based on the 1985-1999 period, the estimates of the SBRs and catches would be greater.

4.10. Hypothesis tests

We carried out a number of different hypothesis tests to determine the appropriate model structure. However, because there are a large number of possibilities, and the model is computationally intensive, we could not investigate every possibility. We chose seven models to test for the yellowfin application.

1. The base case model: includes the environmental time series for recruitment and catchabilities, and temporal recruitment deviations, but no seasonal components.
2. As for (1), but with β^R set to 0.
3. As for (1), but without any recruitment residuals ($\varepsilon_r^R = 0$).
4. As for (2), but with a seasonal component estimated for recruitment.
5. As for (1), but with a seasonal component estimated for recruitment.
6. As for (1), but with a seasonal component estimated for catchability in fishery 11 (northern longline).
7. As for (1), but without an environmental component estimated for catchability in fishery 12 (southern longline).

The results from the hypothesis test differ, depending on whether the AIC or BIC criteria are used (Table 13). Under the AIC criterion, the model with both an environmental index and seasonality for recruitment (5) is best out of the 7 models investigated. The AIC also chooses seasonal recruitment (4) over the relationship between recruitment and the environmental time series (1), indicating that there is marginal support for a seasonal catchability in the northern longline fishery (compare 6 and 1). Under the BIC criteria, the model with no recruitment residuals (3) is best out of the 7 models investigated. The BIC also indicates that the addition of any parameters will produce a worse model, except for the SST relationship with catchability for the southern longline fishery, which is significant for both the AIC and BIC. Due to the large number of data points (1261 catch data points and 1036 catch-at-length data sets, 180 length class bins in the model, 1036x180 catch-at-length data points, making a total of 187,741 data points), the BIC requires an increase of 12.14 negative log likelihood units for each additional parameter. It is not clear how to count data points that come from different data types. This is particularly true for the length-frequency data that are comprised of 1036 sets of catch-at-length data, each of which include 180 length classes. There are also a large number of constraints that act like data, and it is not clear if or how these should be included in the calculations. The best choice of criteria is probably somewhere between the extremes of the AIC and BIC. It is also interesting to note that the results of management and state parameters are essentially identical for all models, except that the model that does not estimate recruitment residuals (3). This result is due to the large amount of information contained in the data and to the fact that there is no time period with several consecutive years without catch-at-length data.

The results obtained with the Bayes factors are similar to those obtained with the AIC. This is not surprising, given that both the Bayes factors and the AIC depend on the number of parameters, but not the number of data points.

4.11. Comparisons to previous assessments

Previous assessments of bigeye and yellowfin tuna carried out by the IATTC have been based on the cohort analysis technique, which differs considerably from the A-SCALA method. A-SCALA differs from cohort analysis as previously used by the IATTC in three main aspects: 1) it is stochastic rather than deterministic; 2) it poses constraints on the age-specific catchability; and 3) it determines catch at age by a different method.

4.11.1. Comparisons of biomass and recruitment with previous assessments

The estimates of recruitment (Figure 31) and biomass (Figure 32) for yellowfin from A-SCALA are similar to estimates of previous assessments obtained with cohort analysis. Relative recruitment estimated by the two methods shows similar patterns of peaks and troughs. The major difference occurs in the second to last year of the assessment, for which A-SCALA predicts a very large recruitment. Because this is the last year of the assessment for the cohort analysis, there is little information in the data about recruitment, and the default assumption used in the analysis is to keep recruitment close to the average when there is no information. In contrast, the A-SCALA method has an additional year of information, and also allows the length-frequency and catch rates of small fish to determine recruitment levels.

Yellowfin biomass estimated with the two methods is very similar, with both showing an increased level of biomass from 1985 onward (Figure 32). There is a slight difference in the biomass trajectories from 1985 onward, with A-SCALA estimating a slight increase and the cohort analysis predicting a slight decrease.

The comparisons for bigeye show less similarity than do those for yellowfin. The recruitments from the two assessments (Figure 33) do not show as much similarity between peaks and troughs as for yellowfin. The recruitment from the cohort analysis has less variation, which is probably due to the inability to precisely determine age-classes from the longline length-frequency data. The cohort analysis included only data up to 1996, and therefore does not provide estimates of the large recruitment seen in 1997. The absolute biomass is lower for the previous assessment obtained from cohort analysis (Figure 34), but the trends are very similar.

5. DISCUSSION

We have developed A-SCALA, an age-structured statistical catch-at-length analysis, for assessing tuna stocks in the EPO. The A-SCALA model shares many characteristics with the recently-developed MULTIFAN-CL method of Fournier *et al.* (1998). Simulation trials for A-SCALA (unpublished results) and MULTIFAN-CL (pers. com. Jim Ianelli, Alaska Fishery Science Center, Seattle, USA) show that these types of models perform well under simple simulated conditions. However, there are still some areas in which improvements are needed. For example, we had difficulty in estimating the growth parameters for the yellowfin and bigeye, and extensive testing of these methods is needed.

The A-SCALA methodology is very flexible, and can be modified to include any data type or model assumption. The statistical approach allows for the inclusion of any data set, as long as the relationship between the population dynamics and the observed data can be modeled. The A-SCALA method uses a Bayesian framework, and therefore can also include information other than observed data. For example, information about the stock recruitment steepness (Myers *et al.* 1999) could be incorporated, using the distribution of estimates from similar species or from other stocks of the same species. Alternative assumptions about model structure can also be included in the model.

The framework used in A-SCALA attempts to integrate all available data and analyses into the stock assessment model, and this allows for the inclusion of all uncertainties into the assessment results. Methods that use a set of sequential analyses usually do not propagate uncertainty among the analyses, and therefore do not adequately represent the uncertainties in them (Maunder 1998). The statistical basis of A-SCALA also allows for the calculation of confidence intervals and the testing of hypotheses. Hypothesis testing provides a useful tool to guide model development. Hypothesis testing can also be used to develop relationships with environmental time series that can be used to reduce uncertainty in future predictions, thus providing a basis for more informed management decisions.

A-SCALA is a complex model with a large number of parameters, and therefore it requires a powerful computer. Even then, a large amount of time is required to produce a single set of parameter estimates, which greatly increases the amount of time needed to develop such a model. As computing power increases in the future, methods similar to A-SCALA will become much more practical for everyday stock assessments. Increased computer power will also allow for much more comprehensive testing of these models. We foresee that models similar to A-SCALA and MULTIFAN-CL (Fournier *et al.* 1998) will underlie future assessments of most major fish stocks.

5.1. Inability to estimate parameters

We had difficulty estimating a number of parameters in the model, particularly the growth and selectivity parameters. All the growth parameters except the individual mean lengths at age for the first few ages were fixed for the yellowfin assessment. For the bigeye assessment, the variance of length at age and the growth rate were fixed. We also had problems estimating selectivity for the ages for which there was little information in the data. Given the large number of parameters in the model, it was not surprising that we had difficulty estimating some of them. However, many of the parameters were constrained by normal distributions that made them well determined, even if there was no relevant information in the data. Unfortunately, the growth parameters that we could not estimate are an important part of the assessment, so good estimates of these are needed. We were able to fix these parameters with additional information (*i.e.* tagging and otolith data). It will be important to integrate this additional information into future assessments. Fournier *et al.* (1998) were able to estimate growth of albacore with MULTIFAN-CL, and it is unclear what differences between the two models enables MULTIFAN-CL to estimate growth.

5.2. Hypothesis testing

The A-SCALA method can be used to perform hypothesis tests as an aid to determine the best model structure. We tested the significance of including environmental and seasonal variables for recruitment and catchability, using the AIC and BIC criteria and Bayes factors. The AIC and Bayes factors gave similar results; the differences in the results of the BIC criteria are due its dependence on the number of data points, which are numerous in the yellowfin and bigeye assessments. It is difficult to determine the number of data points to use in the BIC criterion. We have two types of data, catch and length-frequency. The length-frequency data are composed of a number of length classes for each length-frequency data set (year-gear-area strata). For a multinomial likelihood the number of data points is equal to the size of the length-frequency sample, and therefore the sample size may be a more appropriate measure of the number of data points. More research is needed to develop an appropriate criterion to determine the best model structure in this type of assessment.

One interesting aspect of the hypothesis tests is that, even though the additional parameters are significant (under the AIC criterion and Bayes factors), including them in the analysis does not change the results. This is due to the large amount of data that is available for all years and because the recruitment or effort deviations explain the variation that would otherwise be explained by the environmental and seasonal variables. Maunder and Watters (2003) showed that when there is a large amount of data for all years, including an environmental time series in the model does not change the results, but if there are years with no data, including the environmental time series can improve the results.

5.3. Including environmental time series in the stock assessment

We found relationships between SST and recruitment and between SST and catchability. The relationship between SST and recruitment was good for yellowfin, but not for bigeye. The inability to find a relationship for bigeye is likely due to the inability to estimate recruitment variation in the bigeye assessment, as discussed below. The good correlation found for yellowfin is probably due to the seasonal component found in both the recruitment and SST time series (Figure 35). This is supported by the AIC criteria indicating that the seasonal component is more important than the SST component. The bigeye assessment did not estimate a seasonal pattern in recruitment (Figure 36).

The method of Maunder and Watters (2003) to include environmental time series into stock assessment models was found to be a very practical approach to investigating the relationships between SST, recruitment, and catchability. The results presented here are only a first step in investigating the relationship between the environment and processes in the population dynamics model. The investigation of alternative time series will hopefully explain more of the variation in recruitment and catchability. There may also be relationships between other population processes (*e.g.* growth or natural mortality) that may be related to the environment. If good predictors can be found for recruitment and catchability these can be used to provide advice on catch rates and the size structure of the catch. Research should be carried out to determine what proportion of the variation must be explained to provide advice useful for management.

5.4. Comparisons to previous assessments

Previous assessments of bigeye and yellowfin tuna carried out by the IATTC have been based on the cohort analysis technique, which differs considerably from the A-SCALA method. A-SCALA differs from cohort analysis in three main aspects; 1) it is stochastic rather than deterministic, 2) it poses constraints on the age-specific catchability, and 3) it determines catch at age by a different method. Despite these differences, the estimates from A-SCALA and previous assessments using cohort analysis are very similar for yellowfin.

5.4.1. Deterministic versus stochastic modeling

Cohort analysis is a deterministic approach, and therefore assumes that total catch at age is known without error. A-SCALA is a statistically-based approach, and explicitly models the error in the total catch data and in the proportional catch-at-length data. Cohort analysis, as previously used by the IATTC, assumes that all model parameters are known without error. A-SCALA allows for the estimation of many of the model parameters. Unlike cohort analysis, as previously used by the IATTC, A-SCALA can be used to calculate confidence intervals for estimated values, allowing the uncertainty in the stock assessment to be incorporated into management advice. Hypothesis tests can be used as a guide in deciding on the appropriate model structure. A-SCALA also allows for the inclusion of priors for the model parameters if additional

information is available. Cohort analysis requires an additional procedure to calculate catch-at-age data from the length-frequency samples, and therefore ignores the uncertainty in the estimates of the age-length relationship. A-SCALA integrates the uncertainty in the age-length relationship into the analysis by directly fitting to the length-frequency data. Because of these differences in the methodologies, cohort analysis is much less computationally intensive than A-SCALA, and therefore requires less computer resources. However, converting catch-at-length data into catch-at-age data, which is needed before cohort analysis can be carried out, can be computationally intensive, depending on the method used.

5.4.2. Age-specific catchability

A-SCALA and cohort analysis differ in their assumptions regarding age-specific catchability. Cohort analysis does not pose any constraints on the age-specific catchabilities, allowing temporal changes in these values. A-SCALA constrains the temporal variation in age-specific catchability by using a separability assumption (temporal age-specific catchability can be divided into temporal and age-specific components), a random walk on catchability, and curvature penalties on the age-specific selectivity parameters. In simple terms, A-SCALA assumes that some of the variation in age-specific catchability observed in the catch-at-age data is due to sampling error, but cohort analysis does not.

5.4.3. Determination of catch-at-age data

Cohort analysis requires estimates of catch at age for all the catch data, and therefore elaborate substitution schemes are required to derive age estimates for catch from strata (area-time-gear) where no catch-at-age samples are available. It is easy to recognize that these substitution schemes can be highly biased when, for example, the age structure from a year with a large recruitment pulse is used to estimate the age structure for a year without a large recruitment pulse. A-SCALA uses the structural dynamics of the population to infer catch at age in a stratum with missing data from the catch at age in all other strata that contain data (we are referring to catch-at-age information that is contained in the length-frequency data). A-SCALA essentially substitutes over time through the assumption of constant selectivity and through the population dynamics model, and between area-gear strata through the population dynamics model. Unfortunately, because of the complex nature of the model, it is difficult to include a large number of fisheries in the data. Therefore, it is necessary to combine more area and gear strata than would be the case, perhaps, in a cohort analysis for which the catch-at-age data are determined by a separate analysis. For example, previous IATTC assessments have been based on a monthly time step, but for the assessments of yellowfin and bigeye the A-SCALA method uses a quarterly time step. In the case that strata are combined within the A-SCALA method, all combined areas are assumed to have (or represent) the same average catch-at-length distribution, and each sample is assumed to be a random sample from this distribution.

The mixture distribution analysis of the length-frequency data previously carried out by the IATTC to convert length frequencies into age frequencies (IATTC 2000) has less constraints than the A-SCALA model. The mixture distribution analysis assumes that the proportions of each cohort in the population are independent from year to year and from stratum to stratum, and the mean length at age and the variation of length at age can differ from year to year within bounds (often the estimates are on these bounds). The A-SCALA method assumes that the proportions of each cohort in the population follows the population dynamics model, and the mean length at age and the variation of length at age do not vary from year to year.

5.4.4. Deficiencies of cohort analysis for estimating recruitment

Cohort analysis has a number of deficiencies related to estimating annual recruitment, which reduces its ability to determine relationships between recruitment strength and explanatory variables. The main disadvantage, compared to A-SCALA, is that cohort analysis assumes that the ages of individuals are known exactly. This assumption becomes particularly relevant with gears that catch older fish because older fish are more difficult to age and because often the length-frequency distributions of consecutive cohorts overlap considerably. The overlap increases the aging error from length-frequency analysis and therefore smoothes out strong or weak cohorts by incorrectly allocating individuals into or from the adjacent age classes. In addition, these older age classes have experienced more cumulative mortality, and therefore each fish that is caught is related to a larger number of recruits than is a younger fish. Thus the catch of older fish swamps out any annual variation seen in the catches of younger fish, which are more accurately aged. The result is that data from fisheries that catch older fish will cause a reduction in the estimated variability in recruitment. This makes it more difficult to determine relationships between recruitment and environmental time series, because these relationships rely on inter-annual (or quarterly) variation in recruitment. In contrast, A-SCALA uses information from fisheries that catch smaller fish to determine year-class strength, which will, in turn, determine the age of fish caught in fisheries that catch older fish (modified by the lag in age between the fish caught in each of the fisheries).

An additional problem with cohort analysis in the estimation of recruitment is caused by the need to create age-distributions when none are available. If there are any years without length-frequency samples, samples from other years are used to estimate the length frequencies. This means that the cohort strengths will be biased. In contrast, A-SCALA uses the population dynamics model for predicting the length frequency, and therefore does not bias the cohort strength (in this respect) if there are missing data.

The A-SCALA methodology can also produce poor estimates of recruitment if there is a long period for which there are no catch-at-length data from fisheries that catch young fish. This can be seen in the poor estimates for recruitment of bigeye prior to 1993. There was very little catch of bigeye in floating-object sets prior to 1993; most of the catch was by longline gear. Longliners catch large fish, whereas floating-object sets catch small ones. The poor estimates of recruitment prior to 1993 are due to the fact that the longline data show no signal about cohort strength. As mentioned previously, this is because the fish are large, growth is slow, mean length at age is similar for consecutive cohorts, and variation in lengths for a given cohort is large. These factors cause the length-frequency distributions of consecutive cohorts to merge with one another. The consequence of this is that the estimates of recruitment before 1993 are very uncertain (large confidence intervals) and show very little annual variation. Therefore we cannot get a good correlation with the environmental time series. However, we did get a good relationship for yellowfin because small yellowfin have been caught in sets on unassociated fish throughout the study.

5.5. Comparison to MULTIFAN-CL

A-SCALA and MULTIFAN-CL (Fournier *et al.* 1998) are based on many similar assumptions, but the assumptions about spatial structure and the use of tagging data are different. A-SCALA assumes that there is a single population, but fisheries can differ spatially in their catchability and selectivity. MULTIFAN-CL explicitly models spatial structure in the population. Unfortunately, there is usually little, if any, information about exchange of fish among substocks. For the analysis of South Pacific albacore Fournier *et al.* (1998) had to include the constraint that

recruitment occurred in only one area to enable stable parameter estimation. Recent updates of MULTIFAN-CL enable the inclusion of tagging data, if they are available, to provide information on movement (Hampton and Fournier 2001). The integration of tagging data into catch-at-age models has been shown to increase precision and accuracy of estimates (Maunder 1998, 2001). A-SCALA and MULTIFAN-CL have been applied to the same data sets (EPO bigeye and Pacific-wide bigeye, in collaboration with scientists at the Secretariat of the Pacific Community), producing similar trends but different estimates of absolute biomass and fishing mortality rates. We have not fully studied the reason for these differences, but it could be due to the different assumptions about stock structure. When MULTIFAN-CL is configured with the same assumptions as A-SCALA the results are the same (pers. com. John Hampton, Secretariat of the Pacific Community).

6. ACKNOWLEDGEMENTS

Rick Deriso, Dave Fournier, John Hampton, Jim Ianelli, Victor Restrepo, and Pat Tomlinson have made useful suggestions on the methodology used in this paper. We especially thank Pat Tomlinson who has provided useful insights about the tuna populations in the EPO, provided information about previous assessments carried out by the IATTC, and assisted in obtaining the data used in the analyses. Dave Fournier and John Hampton provided details about the most recent developments used in the MULTIFAN-CL methodology. Bill Bayliff provided comments on the manuscript. James Ianelli and Andre Punt provided reviews of the manuscript.

APPENDIX A: THE MODEL EQUATIONS

The following describes the equations used to implement the A-SCALA method. In these equations a indexes the age (in years, quarters, or months, depending on the temporal stratification of the model) of an individual in the model, starting at age one. Age in the model may not be equal to the actual age of the fish, due to the first age in the model representing a fish greater than age one. The difference between the actual age of the fish and the age in the model should be taken into consideration when calculating the biological parameters used in the model, determining the relationship between stock size and recruitment, and determining the relationship between the environment and recruitment. t indexes the time (years, quarters, or months, depending on the temporal stratification of the model), g indexes the fishery, which consists of area, time, and gear-set type strata, A is the number of age classes in the model (the maximum age is used to accumulate all older fish), and $N_{t,a}$ is the number of age- a individuals in the population at time t . Parameters that can be estimated in the model are presented in Table 14, and parameters that are fixed in the analysis in Table 15.

A.1. Initial conditions

Recruitment to the first age in the initial population is calculated as described in the recruitment section. The numbers at age in the initial population older than the first age are assumed to be in equilibrium in expectation, based on average recruitment obtained from the stock-recruitment relationship and fishing mortality. The fishing mortality is calculated from the average survival over the first ϕ time periods. This method is more robust to single large fishing mortalities than the method of Fournier *et al.* (1998), who used the average fishing mortality (*i.e.* as survival, $\exp(-F \cdot M)$, gets close to zero F gets very large because M is fixed, and one large F may overpower the average). We do not include the seasonal effect on catchability, but rather include it in the increased variability of recruitment anomalies, as discussed later. An additional parameter that modifies the initial fishing mortality can be estimated to allow the fishing mortality that is used to generate the initial age structure to differ from the fishing mortality estimated for the first ϕ time periods. The numbers at age are then modified by a recruitment anomaly to allow for fluctuations in recruitment. A log-normal bias correction factor is used to remove bias in the estimates of the anomalies with respect to the equilibrium estimates when distributional constraints are placed on these anomalies. The standard deviation for the prior on these deviations is increased, compared to the recruitment deviations used in the dynamics section, to allow for changes in the historical exploitation rates that can also influence the initial age-structure. We do not include the seasonal variation that is used for recruitment, but allow for this in the increased standard deviation for the prior on the anomalies. Because the population is being modeled from an exploited state, it is likely that there are very few individuals alive in the older age-classes, reducing the information available in the length-frequency data to estimate the anomalies for the older ages. In addition, growth is lower and variation in length-at-age is higher for older individuals, reducing the amount of information in the length-frequency data about the cohort strength of the older age classes. The estimates for these ages would be negatively correlated and highly imprecise. Therefore, as an attempt to increase the efficiency of the estimation procedure, we implement a cutoff age for which individual recruitment anomalies are calculated. For all older ages, a single common anomaly is calculated.

By assuming that the population was in equilibrium before the modeling period started, we can calculate the initial population size, including the effects of the stock-recruitment relationship. In the notation below, the superscript i indicates that this is a parameter used in the calculation of the initial conditions. Let $R_t = R_{t-1}$ and $S_t = S_{t-1}$.

$$(A.1) \quad R = \frac{S}{d+bS} = \frac{RX}{d+bRX}$$

$$(A.2) \quad X = w_1 m_1 r_1 + \sum_{a=2}^{A-1} \exp\left(-\sum_{j=1}^{a-1} F_j^i + M_j\right) w_a m_a r_a + \frac{\exp\left(-\sum_{j=1}^{A-1} F_j^i + M_j\right)}{1 - \exp(-F_A^i - M_A)} w_A m_A r_A$$

$$(A.3) \quad R^i = \frac{X-d}{bX} \quad d < X$$

$$(A.4) \quad d = \frac{S_0(1-h)}{4hR_0}$$

$$(A.5) \quad b = \frac{5h-1}{4hR_0}$$

$$(A.6) \quad S_0 = \sum_a N_a^0 m_a r_a w_a$$

$$(A.7) \quad N_1^0 = R_0$$

$$(A.8) \quad N_a^0 = N_{a-1}^0 e^{-M_{a-1}} \quad 1 < a < A$$

$$(A.9) \quad N_A^0 = \frac{N_{A-1}^0 e^{-M_{A-1}}}{1 - e^{-M_A}}$$

$$(A.10) \quad N'_{1,a} = R^i \exp\left(\sum_{j=1}^{a-1} -M_j - F_j^i\right)$$

$$(A.11) \quad N'_{1,A} = \frac{N'_{1,A-1} \exp(-M_{A-1} - F_{A-1}^i)}{1 - \exp(-M_A - F_A^i)}$$

$$(A.12) \quad N_{1,a} = N'_{1,a} e^{\varepsilon_a^i - 0.5(\sigma^i)^2} \quad 1 < a \leq \varphi$$

$$(A.13) \quad N_{1,a} = N'_{1,a} e^{\varepsilon_A^i - 0.5(\sigma^i)^2} \quad a > \varphi$$

$$(A.14) \quad F_a^i = \omega \left[-\ln\left(\frac{1}{\phi} \sum_{t=1}^{\phi} \exp(-F_{t,a} - M_a)\right) - M_a \right]$$

where R^i is the recruitment used to generate the initial population, ε_a^i is the age-specific anomalies, σ^i is the assumed standard deviation of the age-specific anomalies, φ is the maximum age

to estimate individual recruitment anomalies, F_a^i is the equilibrium fishing mortality rate prior to the start of the model, ϕ is the number of time periods over which to average for the calculation of the initial fishing mortality rate, ϖ is the initial fishing mortality modifier to allow it to differ from the average during the first ϕ time periods, R_0 is the average recruitment from an unexploited population, h is the recruitment as a proportion of R_0 achieved when the spawning biomass is 20% of the average spawning biomass in an unexploited population (Francis 1992), w_a is the weight at age a , m_a is the proportion of females mature at age a , and r_a is the ratio of females in the population at age a .

A.2. Recruitment

We follow the method of Maunder (1998), Maunder and Starr (2001), and Maunder and Watters (2003) for incorporating environmental variables into stock assessment models. Recruitment is equal to the average recruitment determined by the Beverton-Holt (Beverton and Holt, 1957) stock-recruitment relationship multiplied by a temporal anomaly, a seasonal component (calculated by the method of Fournier *et al.* 1998 to incorporate seasonality into catchability), and an environmental component. The seasonal and environmental components can be removed from the analysis by setting c_1^R and β^R , respectively, equal to zero, and the stock-recruitment relationship can be removed by setting h equal to one. The method can be easily extended to include multiple environmental variables.

$$(A.15) \quad R_t = R^i \exp\left(\varepsilon_t^R + c_1^R \sin\left[2\pi(t/\nu - c_2^R)\right] + \beta^R T_t^R + \alpha\right) \text{ if } t \leq k$$

$$(A.16) \quad R_t = \frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp\left(\varepsilon_t^R + c_1^R \sin\left[2\pi(t/\nu - c_2^R)\right] + \beta^R T_t^R + \alpha\right) \text{ if } t > k$$

$$(A.17) \quad S_t = \sum_a N_{t,a} m_a r_a w_a$$

where R_t is the recruitment to the population at the first age in the model at time t , S_t is the spawning biomass at time t , S_0 is the average spawning biomass in an unexploited population, k is the time lag between spawning and recruitment to the model, ε_t^R are normally-distributed random variables representing the logarithm of temporal anomalies in recruitment, c_1^R determines the amplitude of the seasonal relationship, c_2^R determines the phase of the seasonal relationship, ν is the number of time periods in a year (*i.e.* 4 for yellowfin and bigeye), β^R scales the environmental effect, T_t is the time-specific environmental index related to the first age in the model at time t , w_a is the weight at age a , m_a is the proportion of females mature at age a , r_a is the ratio of females in the population at age a . α is calculated to make the recruitment for the period of the dynamics equal to the average recruitment predicted by the stock-recruitment relationship (pers. com. Dave Gilbert, NIWA, Wellington, New Zealand; see Maunder 1998 and Maunder and Starr 2001). The use of α removes the need to include the log-normal bias correction factor used in the initial conditions. The relationship can then be used in forward projections to represent average conditions.

$$(A.18) \quad \alpha = \ln \left(\frac{Ntime}{\sum_{t=t_{start}+k}^{t_{end}} \exp\left(c_1^R \sin\left[2\pi(t/\nu - c_2^R)\right] + \beta^R T_t^R + \varepsilon_t^R\right)} \right)$$

where t_{start} is the first time period for the model and t_{end} is the last time period for the model and k is the lag between spawning and recruitment to the model (2 quarters in both the bigeye and yellowfin applications).

A.3. Dynamics

The numbers in the first age class in the model are equal to recruitment.

$$(A.19) \quad N_{t,1} = R_t$$

The numbers at age a in time period t are equal to the survivors from age $a - 1$ in the previous time period.

$$(A.20) \quad N_{t,a} = N_{t-1,a-1} \exp(-Z_{t-1,a-1}) \quad 1 < a < A$$

A plus group at age A is used to accumulate all older fish. All fish of ages above age A are assumed to have the same characteristics as fish of age A (*i.e.* length, weight, natural mortality, selectivity, *etc.*)

$$(A.21) \quad N_{t,A} = N_{t-1,A-1} \exp(-Z_{t-1,A-1}) + N_{t-1,A} \exp(-Z_{t-1,A})$$

Total mortality is a combination of fishing and natural mortality.

$$(A.22) \quad Z_{t,a} = F_{t,a} + M_a$$

where $Z_{t,a}$, M_a , and $F_{t,a}$, are the instantaneous total, natural, and fishing mortality rates, respectively, for individuals of age a at time t .

Total fishing mortality for each age is the sum of fishing mortalities for that age from each of the fisheries.

$$(A.23) \quad F_{t,a} = \sum_g F_{t,a,g}$$

Fishing mortality at time t and for age a and fishery g ($F_{t,a,g}$) is calculated, using the separability assumption (Doubleday 1976, *i.e.* fishing mortality is separated into temporal and age-specific components) and includes fishery-specific temporal deviations in the effort-fishing mortality relationship $\varepsilon_{t,g}^E$ (Fournier and Archibald 1982).

$$(A.24) \quad \ln(F_{t,a,g}) = \ln(s_{a,g}) + \ln(q_{t,g}) + \ln(E_{t,g}) + \varepsilon_{t,g}^E$$

where $s_{a,g}$ is the selectivity for age a to fishery g , $q_{t,g}$ is the catchability at time t for fishery g , $E_{t,g}$ is the effort at time t for fishery g , and $\varepsilon_{t,g}^E$ are normally-distributed random variables representing deviations in the effort-fishing mortality rate relationship for fishery g at time t .

Catchability is modeled, allowing for a time series structure of a random walk (Gudmundsson, 1994) with seasonality (Fournier *et al.* 1998) and environmentally-driven components. The seasonal and environmental components can be removed from the analysis by setting $c_{1,g}^q$ and β_g^q respectively, equal to zero.

$$(A.25) \quad \ln(q'_{t,g}) = \ln(q'_{t,g}) + c_{1,g}^q \sin[2\pi(t/\nu - c_{1,g}^q)] + \beta_g^q T_{t,g}^q$$

$$(A.26) \quad \ln(q'_{t+1,g}) = \ln(q'_{t,g}) + \varepsilon_{t+1,g}^q$$

where $c_{1,g}^q$ determines the amplitude of the seasonal relationship, $c_{2,g}^q$ determines the phase of the seasonal relationship, ν is the number of time periods in a year (i.e. 4 for yellowfin and bigeye), $\varepsilon_{t,g}^q$ are normally distributed random variables representing permanent changes in catchability, β_g^q is the scalar for the environmental component, and $T_{t,g}^q$ is the time-specific environmental index related to the time at capture for fishery g .

APPENDIX B: OBJECTIVE FUNCTION

The following describes the likelihood functions, priors, and constraints that are used to provide information for estimating the parameters of the model. The values of the weighting factors for the constraints for the yellowfin and bigeye applications are given in Table 16, and data used in the assessments are described in Table 17.

B.1. Contribution of the proportional length-frequency data to the objective function

The likelihood function for the length-frequency data is a modified version of the likelihood used by Fournier *et al.* (1990, 1998). Fournier *et al.*'s robust likelihood eliminates the influence of observed outliers that have either high or low predicted probability. The 0.001 term in the third part of the likelihood equation reduces the influence for observations that are very different from the predictions. The $1/L_{num}$ term prevents the variance from tending to zero as the observed value tends to zero and reduces the influence of observed outliers with small predicted probability (Fournier *et al.* 1990). These constants used to robustify the likelihood, which are based on the constants used by Hampton and Fournier (2001), differ from those of Fournier *et al.* (1998). We modified Fournier *et al.*'s (1998) likelihood by calculating the relative variance for each length class within a sample from the observed proportions at length, rather than from the predicted proportions. This modification removes a bias in the parameter estimates (Starr *et al.* 1999), and results in a likelihood similar to a modified chi-squared criterion (see below).

$$(B.1) \quad \begin{aligned} & -0.5 \sum_{\chi} \sum_l \ln[2\pi(\xi_{\chi,l} + 1/L_{num})] - \sum_{\chi} L_{num} \ln(\tau_{\chi}) \\ & + \sum_{\chi} \sum_l \ln \left[\exp \left\{ \frac{-(P_{\chi,l}^{obs} - P_{\chi,l})^2}{2(\xi_{\chi,l} + 1/L_{num})\tau_{\chi}^2} \right\} + 0.001 \right] \end{aligned}$$

$$(B.2) \quad \xi_{\chi,l} = (1 - P_{\chi,l}^{obs})P_{\chi,l}^{obs}$$

The variance scalar, τ_{χ}^2 , is calculated as the inverse of the sample size multiplied by an overall scalar that is common for all the length-frequency data. The sample size is limited to a maximum number to avoid putting excessive weight on a single length-frequency sample that has a large sample size (Fournier *et al.* 1998).

$$(B.3) \quad \tau_{\chi}^2 = \frac{\delta}{\min(S_{\chi}, S_{max})}$$

where $P_{\chi,l}^{obs}$ and $P_{\chi,l}$ are the observed and predicted proportion of fish of length l in sample χ , respectively, L_{num} is the number of length classes, S_χ is the sample size of sample χ , S_{max} is the maximum sample size allowed, and δ is the overall scalar that is common for all the length-frequency data. The value of δ can be set greater than one to allow for the fact that the variance of length-frequency samples is usually much greater than that of truly random samples.

Note that the first term of the length-frequency likelihood can be left out because it is a constant and, likewise, the second term can be left out if δ is not being estimated. Using the arguments of Fournier *et al.* (1990, page 304), the remaining term is similar to a robustified modified chi-squared statistic.

The length-frequency of the catch is estimated by assuming that length at age is normally distributed, with the mean length at age following the von Bertalanffy growth curve and the variance of length at age a linear function of the mean length at age (Fournier *et al.* 1990; Fournier *et al.* 1998). We also allow the first few ages to deviate from the von Bertalanffy growth curve by estimating the mean lengths as individual parameters (pers. com. Dave Fournier, Otter Research, Nanaimo, Canada). However, the mean length used to calculate the standard deviation of length at age still follows the von Bertalanffy curve for these ages. The assumption that length at age is normally distributed may cause bias if the tails of the distribution go outside the range of the length classes used in the model. Therefore, the size classes should be selected to extend further than the range expected from the length distribution.

The proportional catch-at-length data are based on the numbers caught in each age class and the length-at-age distribution

$$(B.4) \quad P_{\chi,l} = \frac{\sum_a C_{t,a,g} p_{a,l}}{\sum_l \sum_a C_{t,a,g} p_{a,l}}$$

where χ is a length-frequency sample defined as a set of $[t,g]$

$$(B.5) \quad C_{t,a,g} = \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a}$$

$$(B.6) \quad p_{a,l} \approx \frac{w}{\sqrt{2\pi}\sigma_a^l} \exp \left\{ \frac{-(L'_l - \mu_a)^2}{2(\sigma_a^l)^2} \right\}$$

where L'_l is the middle length of the length class bin l and w is the width of a length class. The above equation is a good approximation to the appropriate integral over the range $[L'_l - w/2, L'_l + w/2]$ when $\sigma_a^l > w$ (Fournier *et al.* 1990).

$$(B.7) \quad \mu_a = L_1 + (L_A - L_1) \left(\frac{1 - \rho^{a-1}}{1 - \rho^{A-1}} \right) \text{ for ages } > A_G$$

μ_a is estimated as individual parameters for all ages $\leq A_G$.

The standard deviation of the length-at-age distribution is assumed to be a linear function of the von Bertalanffy estimates of the mean length at age.

$$(B.8) \quad \sigma_a^L = \sigma_1^L + (\sigma_A^L - \sigma_1^L) \left(\frac{1 - \rho^{a-1}}{1 - \rho^{A-1}} \right)$$

where L_1 and L_A are the mean lengths in the first and last age-classes, respectively, ρ is the Brody growth coefficient (from Schnute and Fournier 1980, $\rho = \exp[-K]$, where K is the von Bertalanffy growth rate parameter), A_G is the maximum age where individual growth parameters are estimated, and σ_1^L and σ_A^L are the standard deviations of length distribution in the first and last age-classes, respectively.

B.2. Contribution of the total catch data to the objective function

The predicted catches are fitted to the observed catches with a log-normal likelihood function (Fournier *et al.* 1998). The catch likelihood is implemented so that catch data are not required for every year for every fishery, but effort data are required for every year for every fishery. If there is zero effort in a time period, then the catch data are not used in the likelihood. If catch data are not recorded in a time period, but there is effort, the catch likelihood is not applied in that time period. If there is no catch in a time period, but there is effort, then the catch is replaced with a small number (*e.g.* 10 kg). If catch data are available for the whole time period, but no effort data are available, then a dummy set of constant effort is included and the standard deviation of the fit between the logarithm of the observed catch and the logarithm of the predicted catch, $\sigma_{t,g}^C$, is set to a small number. This ensures that the observed catch data are taken out of the population. To ensure that the relationship between catch and effort has no influence on biomass, the standard deviation for the prior on the effort-fishing mortality relationship (described later) is set to a large value. The contribution of total catch for strata χ , where χ is a set of $[t,g]$, is

$$(B.9) \quad \sum_{\chi} 0.5 \left[\frac{\ln(C_{t,g}^{obs}) - \ln(C_{t,g})}{\sigma_{t,g}^C} \right]^2$$

$$(B.10) \quad C_{t,g} = \sum_a \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a} w_a$$

$$(B.11) \quad w_a = \sum_l p_{a,l} b_i L_l^{b_{ii}}$$

where $\sigma_{t,g}^C$ is based on the accuracy of the catch data for fishery g in time t , $C_{t,g}^{obs}$ and $C_{t,g}$ are the observed and model predicted catch in weight, respectively, for fishery g during time t , L_a is the mean length at age a , and b_i and b_{ii} are the weight-length relationship parameters.

The catch likelihood formulation assumes that every fish in an age-class has the same selectivity to the gear, but average weight is calculated from the length distribution of the age-class and the weight-length relationship. Average weight of an age-class is calculated as the weight of each length class weighted by the proportion of individuals of the age class in each length class (Eq. B.11). If the observed catch data are in numbers, w_a is removed from the catch equation and $C_{t,g}^{obs}$ is defined as catch in numbers.

B.3. Prior on the selectivity curvature

We implement selectivity at age following the method of Fournier *et al.* (1998, see Haist *et al.* 1999 for details). It is common to use a functional form (e.g. logistic) to reduce the number of parameters used to represent selectivity, but Haist *et al.* (1999) suggest that these functional forms are too restricting and may be inappropriate for a particular application, leading to biased results. They suggest using separate parameters to represent selectivity for each age, but to constrain the amount that selectivity can change from age to age. The constraint helps avoid over-parameterization of this model. The amount that selectivity can differ from age to age is constrained by the difference equation approximation to the first, second, and third derivatives of the selectivity curve. A weighting factor λ_g^s is added to allow for an increase or decrease in the influence of the selectivity curvature constraints. It is likely that selectivity is partly length-based, so an additional weighting factor is added to the first difference to put a higher penalty for ages for which the growth rate is lower and the length distributions are similar between consecutive ages (see Fournier *et al.* 1998 for an alternative method to include length into the selectivity curvature penalty). The fishery-specific parameter ψ can be modified to determine how the weighting differs as a function of mean length at age. If this parameter is set to zero there is no length effect, but the constraint of the first difference is still used. We base the penalties on the logarithm of the selectivity parameters to avoid scale-related problems and improve the stability of the estimation procedure (pers. com. Jim Ianelli, NMFS, Seattle, USA)

First difference

$$(B.12) \quad \lambda_g^{s,1} \sum_{a=1}^{a=A-1} [\mu_{a+1} - \mu_a + 0.01]^{\psi_g} \left[-\ln(s_{g,a}) + \ln(s_{g,a+1}) \right]^2$$

Second difference

$$(B.13) \quad \lambda_g^{s,2} \sum_{a=1}^{a=A-2} \left[\ln(s_{g,a}) - 2 \ln(s_{g,a+1}) + \ln(s_{g,a+2}) \right]^2$$

Third difference

$$(B.14) \quad \lambda_g^{s,3} \sum_{a=1}^{a=A-3} \left[-\ln(s_{g,a}) + 3 \ln(s_{g,a+1}) - 3 \ln(s_{g,a+2}) + \ln(s_{g,a+3}) \right]^2$$

In addition, the selectivity parameters for a single fishery are penalized to average one. This removes excess correlation between the catchability, effort deviation, and selectivity parameters.

$$(B.15) \quad \lambda_g^{s=1} \left[\ln \left(\frac{\sum_a s_{g,a}}{A} \right) \right]^2$$

We allow the first few and last few selectivities to be fixed at a small value (Table 20). This reduces the number of parameters to be estimated when the length-frequency distributions indicates that fish of these ages are not caught by that gear and avoids estimating parameters for which there is very little information.

We also include a penalty that can be used to constrain the selectivity curve to be monotonically increasing,

$$(B.16) \quad \text{if } s_{g,a} > s_{g,a+1} \quad \lambda_g^{s,\text{mon}} \left[\ln(s_{g,a}) - \ln(s_{g,a+1}) \right]^2$$

B.4. Prior on annual recruitment residuals

Recruitment is assumed to be log-normally distributed with an assumed standard deviation σ^R . The recruitments that are calculated from the stock-recruitment relationship, using the initial biomass, are given a higher standard deviation (σ^i) to allow for differences related to the associated spawning biomass being different from the initial biomass.

$$(B.17) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_t^R}{\sigma^i} \right]^2 \text{ if } t \leq k$$

$$(B.18) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_t^R}{\sigma^R} \right]^2 \text{ if } t > k$$

We also allow for a stronger penalty on the coefficient of variation of the recruitment anomalies (for the bigeye assessment only, pers. com. Rick Deriso, IATTC, La Jolla, USA),

$$(B.19) \quad \begin{aligned} \text{if } CV^R > CV^{R,UB} \quad & \lambda^{R,CV} \left[CV^R - CV^{R,UB} \right]^2 \\ CV^R = \sqrt{VAR \left[\ln(R) - \ln \left(\frac{S}{d+bS} \right) \right]} \end{aligned}$$

where $CV^{R,UB}$ is the upper bound for the coefficient of variation of the recruitment anomalies.

B.5. Prior on initial age-structure recruitment residuals

Recruitment that is used to generate the initial age-structure is assumed to be log-normally distributed, with an assumed standard deviation σ^i .

$$(B.20) \quad \sum_a 0.5 \left[\frac{\varepsilon_a^i}{\sigma^i} \right]^2$$

B.6. Prior on the effort-fishing mortality relationship

The prior distribution for the deviations about the effort-fishing mortality relationship is robustified so that the probability of events in the tails of the distribution is increased relative to the normal distribution (Fournier *et al.* 1998). The 0.1 term in the likelihood equation reduces the influence for observations that are greatly different from the predictions. The effort likelihood (in combination with the catch likelihood) constrains how much information about biomass levels

there is in the catch-effort relationship. If the effort deviates are highly constrained (and the q deviates are not estimated or are also highly constrained) then the biomass has to change to fit the catch data, rather than the effort deviates changing. The standard deviation is fishery-specific, and is relative to the quality of the effort data for each fishery. Periods in the fishery that have very low effort are not expected to have information on biomass levels. Therefore, within each fishery, the time-specific standard deviations are a function of the amount of effort. Low effort is associated with large standard deviations, reducing the constraint on the effort deviation, and thus reducing the information contained in the effort and catch data in respect to the biomass level. A minimum bound is used for the standard deviation to avoid time periods with very large amounts of effort having a excessive influence on the biomass trajectory.

$$(B.21) \quad \sum_{t,g} \ln \left\{ \exp \left(-0.5 \left[\frac{\varepsilon_{t,g}^E}{\sigma_{t,g}^E} \right]^2 \right) + 0.1 \right\}$$

where $\sigma_{t,g}^E$ is the standard deviation assumed for $\varepsilon_{t,g}^E$.

$$(B.22) \quad \sigma_{t,g}^E = \max \left[\varsigma_g, \frac{\omega_g}{\ln(E_{t,g} + 2)} \right]$$

where ς is the minimum bound, ω is the standard deviation scalar, the +2 term avoids computational errors when the effort is 0 or 1.

$\sigma_{t,g}^E$ can also be set at a constant value (*i.e.* the minimum bound, ς_g) for each gear if that is thought to be more appropriate, for example when effort is constant or when a large value for $\sigma_{t,g}^E$ is desired because it is thought that the relationship between catch and effort for that gear does not provide information on abundance.

An additional constraint that the effort deviations average one for each gear is applied to the effort deviations to stabilize the estimation procedure. This constraint reduces the amount of correlation between the catchability, effort deviation, and selectivity parameters.

$$(B.23) \quad \lambda^{E,ave=1} \left(\frac{\sum_{t,g} \varepsilon_{t,g}^E}{n_g} - 1 \right)^2$$

where n_g is the number of effort deviations estimated for gear g .

We also normalize the effort to average to one to aid the performance of the estimation procedure (pers. com. Jim Ianelli, NMFS, Seattle, USA).

B.7. Prior on the temporal variation in the catchability coefficient

The prior on the random walk in the logarithm of the catchability coefficient is normally distributed with a mean of zero (Fournier *et al.* 1998). If changes in catchability are assumed to be due to improvements in technology, the prior can be changed by assuming a half-normal distribution so that changes can only be positive.

$$(B.24) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_{t,g}^q}{\sigma_{t,g}^q} \right]^2$$

where $\sigma_{t,g}^q$ is the standard deviation assumed for $\varepsilon_{t,g}^q$.

B.8. Growth constraints

A prior is added to ensure that growth is positive (*i.e.* the mean length at age increases with age). This constraint is used to ensure that there is no negative growth implicated by the mean lengths at age that are estimated as individual parameters.

$$(B.25) \quad \text{if } L_a > L_{a+1} \quad \lambda^{G,\text{mon}} [\ln(L_a) - \ln(L_{a+1})]^2$$

We also allow for a constraint that ensures that the mean length of the first age in the model is less than the smallest category for discards:

$$(B.26) \quad L_{dis} = \left(\frac{w_{dis}}{b_i} \right)^{\frac{1}{b_{ii}}} \\ \text{if } L_1 > L_{dis} \quad \lambda^{G,\text{dis}} [L_1 - L_{dis}]^2$$

where w_{dis} is the upper bound of the weight category used to define fish that are discarded because they are too small. A constraint is added if the mean length of the maximum age goes above an upper bound:

$$(B.27) \quad \text{if } L_A > L_A^{UB} \quad \lambda^{LA} [L_A - L_A^{UB}]^2$$

B.9. Constraint on fishing mortality rate

We include constraints on the fishing mortality rate to ensure that the fishing mortality does not get unrealistically high or unrealistically low. These constraints are used to stabilize the estimation procedure, rather than to provide information for the model.

We add a penalty if the total fishing mortality from all gears for any age in the initial conditions is greater than an upper bound.

$$(B.28) \quad \text{if } F_a^i > F^{i,UB} \quad \lambda^{F,i} [F_a^i - F^{i,UB}]^2$$

If the total fishing mortality from all gears on a particular age in a particular time period is greater than the upper bound we penalize it.

$$(B.29) \quad \text{if } F_{t,a} > F^{UB} \quad \lambda^{F,UB} [F_{t,a} - F^{UB}]^2$$

We also add a penalty to ensure that the fishing mortality does not get too low. Because F may be zero for some ages due to the gear selectivities not catching those ages, we penalize the fishing mortality summed over all ages.

$$(B.30) \quad \text{if } \sum_a F_{a,t} < F^{LB} \quad \lambda^{F,LB} [F_{a,t} - F^{LB}]^2$$

APPENDIX C: REFERENCE POINTS

C.1. Spawning biomass as a ratio of unexploited spawning biomass

Spawning biomass is calculated using a maturity schedule and the sex ratio at age.

$$(C.1) \quad S_t = \sum_a N_{t,a} m_a w_a r_a$$

The average unexploited spawning biomass is calculated by determining the size of the population, using average recruitment of an unexploited population (R_0) and no fishing mortality.

$$(C.2) \quad N_1^0 = R_0$$

$$(C.3) \quad N_a^0 = N_{a-1}^0 e^{-M_{a-1}} \quad 1 < a < A$$

$$(C.4) \quad N_A^0 = \frac{N_{A-1}^0 e^{-M_{A-1}}}{1 - e^{-M_A}}$$

The ratio of spawning biomass to unexploited spawning biomass is simply

$$(C.5) \quad SBR = \frac{S_t}{S_0}$$

C.2. Critical age and critical weight

The critical age is calculated by modeling a cohort over time without fishing mortality and determining when the biomass of the cohort is maximized. The maximization is done on the same discrete time steps used in the assessment model. Critical age is therefore determined by finding

$$(C.6) \quad a : N_a^0 w_a = \max [N_a^0 w_a, \forall a]$$

and the critical weight is determined from the critical age from the mean length at age and the weight-length relationship. The ratio of the average weight in the catch to the critical weight, w_c , can then be calculated simply as

$$(C.7) \quad \frac{\bar{w}_t^C}{w_c}$$

$$(C.8) \quad \bar{w}_t^C = \frac{\sum_{a,g} \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a} w_{t,a}}{\sum_{a,g} \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a}}$$

C.3. AMSY

The management parameters $AMSY$ and B_{AMSY} are calculated by finding a fishing mortality scalar (F_{scale}) that maximizes catch. The relative fishing mortalities at age are based on the average fishing mortality at age over the last few years of the estimation time frame. These fishing mortalities at age are based on the estimated selectivities for each fishery and the distribution of effort among the fisheries. These calculations do not include seasonal or environmental effects on recruitment or catchability.

$$(C.9) \quad N_1 = \frac{X-d}{bX}$$

$$(C.10) \quad \text{where } X = w_1 m_1 r_1 + \sum_{a=2}^{A-1} \exp\left(-\sum_{j=1}^{a-1} F_j + M_j\right) w_a m_a r_a + \frac{\exp\left(-\sum_{j=1}^{A-1} F_j + M_j\right)}{1 - \exp(-F_A - M_A)} w_A m_A r_A$$

$$(C.11) \quad N_a = N_{a-1} e^{-Z_{a-1}} \quad \text{for } 1 < a < A$$

$$(C.12) \quad N_A = \frac{N_{A-1} e^{-Z_{A-1}}}{1 - e^{-Z_A}}$$

$$(C.13) \quad Z_a = F_a + M_a$$

$$(C.14) \quad F_a = F_{scale} \frac{1}{n} \sum_{t=x}^y \sum_g F_{t,a,g}$$

$$(C.15) \quad B_{AMSY} = \sum_a N_a s_a w_a$$

$$(C.16) \quad S_{AMSY} = \sum_a N_a m_a w_a$$

$$(C.17) \quad C^{eq} = \sum_a \frac{F_a}{Z_a} [1 - \exp(-Z_a)] N_a w_a$$

$$(C.18) \quad AMSY = \max(C^{eq} \quad \forall F_{scale})$$

APPENDIX D: FORWARD PROJECTIONS

The model equations described in Appendix A are used to project the population forward in time, starting from the Posterior Mode Estimates of the population size and age structure at the start of the first quarter of 2000. The values of the model parameters used in the forward projections are the Posterior Mode Estimates. In the forward projections we ignore any parameter uncertainty, and include uncertainty only in future recruitment. The population is projected for 5 years (from the first quarter of 2000 to the first quarter of 2005) using stochastic recruitment. One hundred simulations are carried out for each set of management scenarios. The following

describes some specific assumptions about the forward projections. See the main text for the scenarios that are investigated.

Catchability in the forward projections is equal to the average catchability by quarter in the last few years of the estimation procedure, and does not change during the simulation procedure. We assume that environmental conditions are average during the projection period and that there are no random deviations in the fishing mortality-effort relationship.

$$(D.1) \quad \ln(F_{t,a,g}) = \ln(s_{a,g}) + \ln(q_{quarter}^{proj}) + \ln(E_{t,g})$$

$$(D.2) \quad q_{quarter}^{proj} = \frac{1}{n} \sum_{t:t \text{ in quarter}} q'_{t,g}$$

Recruitment in the projections is stochastic. Temporal recruitment anomalies are drawn from a normal distribution based on the variation seen in the estimated recruitment anomalies. We use a lognormal bias correction factor to ensure that the mean is equal to the average recruitment given by the stock-recruitment relationship.

$$(D.3) \quad R_t^{proj} = \frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp \left[\varepsilon_t^{Rproj} - 0.5(\sigma^{Rproj})^2 + c_1^R \sin \left[2\pi \left(t/v - c_2^R \right) \right] \right]$$

$$(D.4) \quad \varepsilon_t^{Rproj} \sim N(0, \sigma^{Rproj})$$

$$(D.5) \quad \sigma^{Rproj} = \sqrt{VAR \left[\ln(N_{:,l}) - \ln \left(\frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp \left(c_1^R \sin \left[2\pi \left(t/v - c_2^R \right) \right] \right) \right] \right]}$$

APPENDIX E: HYPOTHESIS TESTS

Based on the Akaike Information Criterion (AIC, Akaike 1973) or the Bayes Information Criterion (BIC, Schwarz 1978) we calculate a score value as

$$(E.1) \quad AIC = -2 \ln L(\theta | data) + 2v, \text{ or}$$

$$(E.2) \quad BIC = -2 \ln L(\theta | data) + v \ln(n),$$

where v is the number of parameters and n is the number of data points. The model that has lowest AIC (BIC) score should be the model of preference. Note that as the number of data points increases, accepting additional parameters is more difficult under the BIC than under the AIC.

Following Fournier *et al.* (1998), we used Bayes factors (Aitkin 1991), for which the evidence of hypothesis 2 (H_2) over hypothesis 1 (H_1) is given by:

$$(E.3) \quad A_{2,1} = \exp [\ln L_2 - \ln L_1] 2^{(v_1 - v_2)/2}$$

where $\ln L_1$ is the log of the posterior probability for hypothesis 1, $\ln L_2$ is the log of the posterior probability for hypothesis 2, v_1 is the number of parameters for hypothesis 1, and v_2 is the

number of parameters for hypothesis 2. Values of $A_{2,j}$ less than 0.05, 0.01, and 0.001 constitute “strong,” “very strong,” and “overwhelming” evidence for favouring hypothesis 1 over hypothesis 2 (Aitkin 1991).

APPENDIX F: AD MODEL BUILDER

AD Model Builder (ADMB © Otter Research 1993, see Otter Research 1993 and <http://otter-rsch.com/admodel.htm> for a more detailed description and Maunder (2000) for a review of the software) is a software package especially designed to develop nonlinear models with large numbers of parameters. The efficiency of ADMB is due to its use of the AUTODIF C++ class library (Otter Research). AUTODIF automatically calculates the derivatives of each calculation, allowing for the exact derivatives to be used in the minimization procedure and in the calculation of standard deviations for estimated and derived parameters. AUTODIF has precompiled adjoint code for the derivatives of commonly-used array and matrix operations, and uses the reverse mode of automatic differentiation for other operations.

For the problems commonly encountered in statistical modeling, the best nonlinear optimization routines require the calculation of the derivatives of the function being minimized. Most statistical modeling packages use finite difference approximations for these derivatives, leading to two major limitations. First, the inaccuracy of the derivative approximations leads to instability in the minimization process, providing unreliable results for ill-conditioned problems. Secondly, finite difference approximations take $n+1$ function evaluations to obtain the finite difference approximation for a function with n independent variables. In contrast, ADMB can compute exact values for the derivatives at the same time as it evaluates the function. This additional computation requires only about four times as much time as it takes to evaluate the function itself (compare to $n+1$ times), resulting in a substantial saving of time when using ADMB relative to the approaches which use the finite difference approximation. Schnute *et al.* (1998) showed that ADMB was significantly superior to the statistics packages GAUSS, MATLAB, and S-Plus in estimating the parameters of a catch-at-age model. ADMB took only 3% of the time of the next-best package for a 37-parameter model and less than 1% of the time for a model with 100 parameters. The other products approximate the gradient numerically by making small changes in each parameter, and therefore require $n+1$ calculations to evaluate the function as mentioned above.

ADMB provides a stepwise process to estimate parameters and bounds on parameters to restrict the range of parameter values. The stepwise procedure allows for the estimation of parameters that have a large influence on the overall results before parameters that represent small process errors are estimated. This technique is similar to producing good starting values that are needed for most estimation procedures, and can avoid the estimation procedure moving away from the best estimate and getting stuck in a local minimum. This process can also be used to convert fixed parameters to estimable parameters or *vice versa*, simplifying hypothesis testing using AIC, BIC, or related criteria. The bounds on parameters stop parameter values from going outside the range that is realistic and avoid the estimation procedure getting stuck in local minima that are associated with these unrealistic parameter values.

APPENDIX G: A METHOD FOR ESTIMATING TUNA DISCARDS FROM THE IATTC OBSERVER AND LANDINGS DATABASES

The purpose of the following analysis was to develop a set of multipliers that can be used to estimate tuna discards from the various purse-seine fisheries represented in the IATTC stock assessment models.

G.1. Data

IATTC observers routinely collect data on the discards of tunas from many of the purse-seine vessels operating in the EPO, and, for each observed set, the following data are contained in the IATTC Bycatch Database:

- set type,
- position,
- date,
- catch (t) of small fish (< 2.5 kg),
- catch (t) of medium fish (2.5 - 15.0 kg),
- catch (t) of large fish (> 15 kg),
- total catch (t),
- discards (t) of small fish (< 2.5 kg),
- discards (t) of medium fish (2.5 - 15.0 kg),
- discards (t) of large fish (> 15 kg), and
- total discards (t).

Note that landings (or loadings) can be calculated from these data as catch minus discards. These observer data were used to estimate a time series of multipliers for each fishery represented in the stock assessment models. The definitions of small, medium, and large fish listed above are used throughout the following text.

G.2. Methods for fisheries that catch tunas in association with floating objects

Let D represent the event that a kilogram of fish is discarded and S the event that a kilogram of fish is composed of small fish. Then, from the rules of conditional probability,

$$(G.1) \quad \Pr(D|S) = \frac{\Pr(S|D)\Pr(D)}{\Pr(S)}.$$

The conditional probability that a kilogram of fish is discarded, given that it is composed of small fish, $\Pr(D|S)$, can be estimated empirically from the observer data.

$$(G.2) \quad \widehat{\Pr}(S|D) = \frac{\text{observed discards of small fish}}{\text{observed total discards}} ; \text{ where}$$

$$(G.3) \quad \widehat{\Pr}(D) = \frac{\text{observed total discards}}{\text{observed total catch}} ; \text{ and}$$

$$(G.4) \quad \widehat{\Pr}(S) = \frac{\text{observed catch of small fish}}{\text{observed total catch}}$$

Fisheries that catch tunas in association with floating objects discard tunas for two reasons: because of inefficiencies in the fishing process or because the catch is sorted to remove small fish. These two types of discard events are mutually exclusive (a kilogram of fish can be discarded either because of inefficiencies in the fishing process or because the catch has been sorted). Let B represent the event that a kilogram of fish is discarded because of inefficiencies in the fishing

process and E represent the event that a kilogram of fish is discarded because the catch has been sorted. Then, according to our model of the discard process,

$$(G.5) \quad \Pr(D|S) = \Pr(B|S) + \Pr(E|S).$$

$\Pr(B|S)$ is the probability that a kilogram of fish is discarded because of inefficiencies in the fishing process given that it is composed of small fish and $\Pr(E|S)$ is the probability that a kilogram of fish is selectively discarded because it is composed of small fish.

We make two assumptions to estimate the probability that a kilogram of fish is discarded because of inefficiencies in the fishing process. First, we assume that the events B and S are independent (*i.e.* we assume that discarding fish because inefficiencies in the fishing process is independent of the size of the fish). This assumption implies that

$$(G.6) \quad \Pr(B|S) = \Pr(B).$$

Second, we invoke the previously-mentioned assumption that fish that are discarded during sorting are discarded because they are too small. This assumption implies that medium and large fish are not discarded during sorting. We can, therefore, estimate $\Pr(B)$ from the observer data.

$$(G.7) \quad \widehat{\Pr}(B) = \frac{\text{observed discards of medium and large fish}}{\text{observed catch of medium and large fish}}.$$

The probability that a kilogram of fish is discarded because of sorting the catch is estimated by rearranging equation (5) and substituting from equations (1) and (6).

$$(G.8) \quad \widehat{\Pr}(E|S) = \frac{\widehat{\Pr}(S|D)\widehat{\Pr}(D)}{\widehat{\Pr}(S)} - \widehat{\Pr}(B).$$

The objective of this analysis is to estimate a set of multipliers so that the total landings from floating-object fisheries can be used to estimate total discards. For a single-discard fishery (defined as fish that are discarded due to sorting), this multiplier can be written as

$$(G.9) \quad \lambda_E = \frac{R_E}{L_T},$$

where R_E is the amount of small fish removed because the catch was sorted, and L_T is the total reported landings for a floating-object fishery that is represented in the assessment model. λ_E can also be estimated from the observer data.

$$(G.10) \quad \widehat{\lambda}_E = \frac{\widehat{R}_E}{L_{T,\text{Observed}}}.$$

The estimated amount of small fish removed because the catch was sorted is

$$(G.11) \quad \widehat{R}_E = \widehat{\Pr}(E|S) \cdot [\text{observed catch of small fish}],$$

and the observed landings is

$$(G.12) \quad L_{T,\text{Observed}} = [\text{observed total catch}] - [\text{observed total discards}] .$$

Thus, removals by discard fisheries are estimated by

$$(G.13) \quad R_E = \widehat{\lambda}_E \cdot [\text{total landings reported for the floating-object fishery}] .$$

These removals are used as catches by discard fisheries represented in the stock assessment models.

We also require a multiplier to estimate the amount of fish discarded because of inefficiencies in the fishing process. This multiplier can be written as

$$(G.14) \quad \lambda_B = \frac{R_B}{L_T} ,$$

where R_B is the amount of fish discarded because of inefficiencies in the fishing process and L_T is the total landings for a floating-object fishery represented in the assessment model. λ_B can be estimated from the observer data.

$$(G.15) \quad \widehat{\lambda}_B = \frac{\widehat{R}_B}{L_{T,\text{Observed}}} .$$

The amount of fish estimated to be discarded because of inefficiencies in the fishing process is

$$(G.16) \quad \widehat{R}_B = \widehat{\Pr}(B) \cdot [\text{observed total catch}] .$$

Thus, for most floating-object fisheries (the regular fisheries), total removals are estimated by

$$(G.17) \quad R = [\text{total landings reported for the floating object fishery}] \cdot (1 + \widehat{\lambda}_B) .$$

This is equivalent to

$$(G.18) \quad R = L_T + R_B .$$

This will include the background discards of small fish in the fisheries whose selectivities do not represent these small fish. However, this amount is small compared to the discards of small fish due to sorting, and should not effect the assessment significantly.

G.3. Methods for other set types

We assume that all discards from dolphin sets and unassociated sets result from inefficiencies in the fishing process. This assumption simplifies the estimation method. A multiplier for estimating the total discards from dolphin sets and unassociated sets can be written as

$$(G.19) \quad \lambda_D = \frac{R_D}{L_T} ,$$

where R_D is the removals from all discards and L_T is the total landings for the fishery represented in the assessment model. λ_D can be estimated from the observer data.

$$(G.20) \quad \widehat{\lambda}_D = \frac{[\text{observed total discards}]}{[\text{observed total catch}] - [\text{observed total discards}]} .$$

Thus, for purse-seine fisheries representing dolphin and unassociated sets, total removals are estimated by

$$(G.21) \quad R = [\text{total landings reported for the fishery}] \cdot (1 + \widehat{\lambda}_D) .$$

Again, this is equivalent to

$$(G.22) \quad R = L_T + R_B .$$

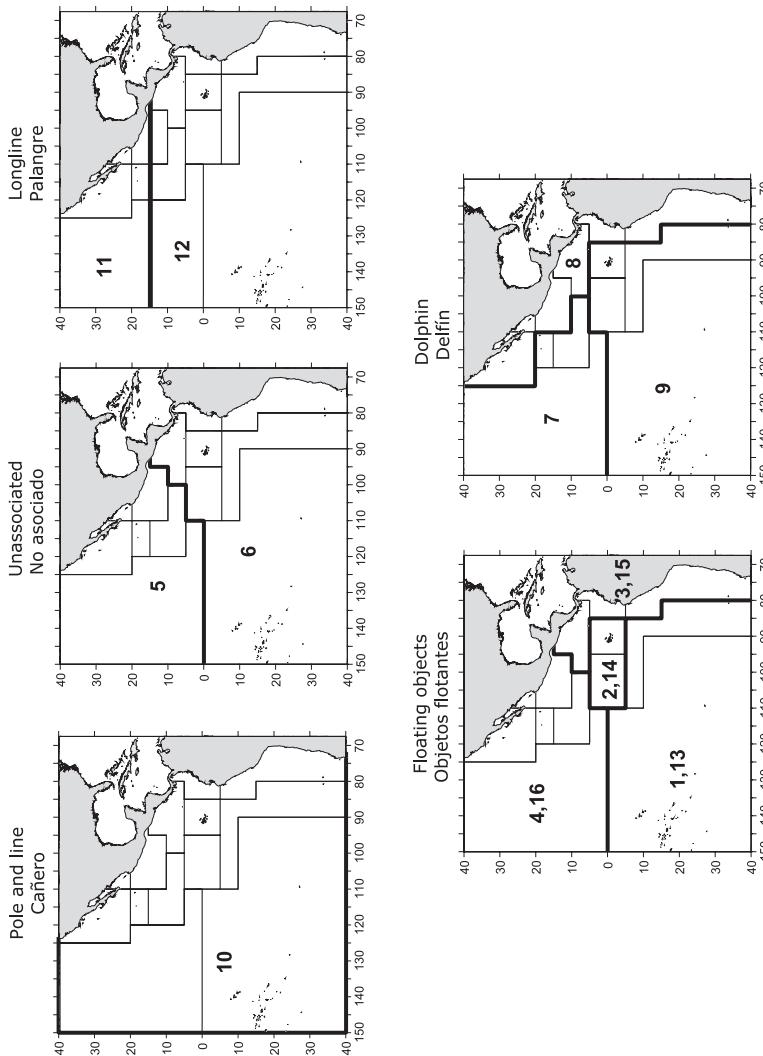


FIGURE 1. Spatial extents of the fisheries defined by the IATTC staff for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO. The thin lines indicate the boundaries of 13 length-frequency sampling areas, the bold lines the boundaries of each fishery defined for the stock assessment, and the bold numbers the fisheries to which the latter boundaries apply. The fisheries are described in Table 1.

FIGURA 1. Extensión espacial de las pesquerías definidas por el personal de la CIAT para la evaluación del atún aleta amarilla en el OPO. Las líneas delgadas indican los límites de 13 zonas de muestreo de frecuencia de tallas, las líneas gruesas los límites de cada pesquería definida para la evaluación, y los números en negritas los límites correspondientes a estos últimos límites. En la Tabla 1 se describen las pesquerías.

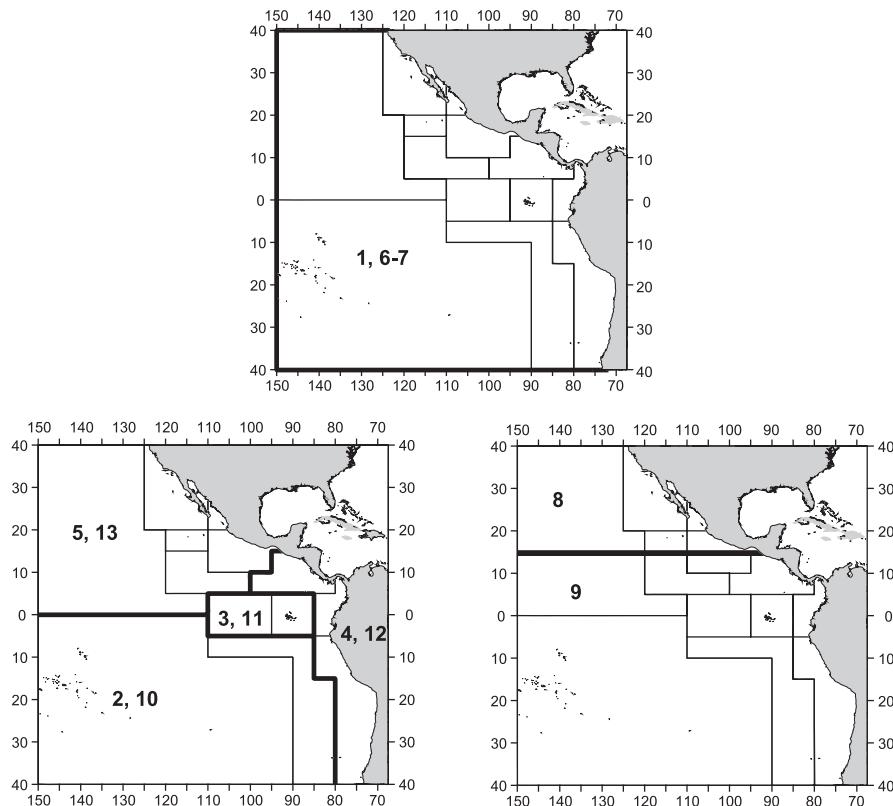


FIGURE 2. Spatial extents of the fisheries defined by the IATTC staff for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO. The thin lines indicate the boundaries of 13 length-frequency sampling areas, the bold lines the boundaries of each fishery defined for the stock assessment, and the bold numbers the fisheries to which the latter boundaries apply. The fisheries are described in Table 2.

FIGURA 2. Extensión espacial de las pesquerías definidas por el personal de la CIAT para la evaluación del atún patudo en el OPO. Las líneas delgadas indican los límites de 13 zonas de muestreo de frecuencia de tallas, las líneas gruesas los límites de cada pesquería definida para la evaluación, y los números en negritas las pesquerías correspondientes a estos últimos límites. En la Tabla 2 se describen las pesquerías.

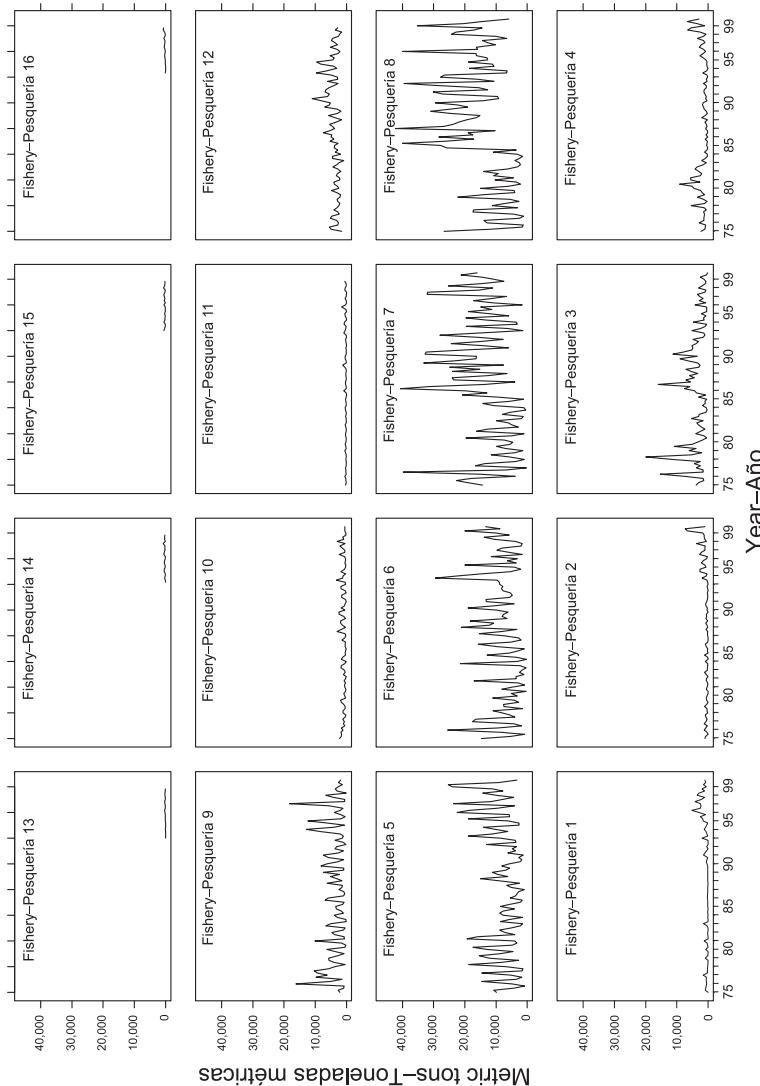


FIGURE 3. Catches by the fisheries defined for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO (Table 1). Since the data were analyzed on a quarterly basis, there are four observations of catch for each year. Although all the catches are displayed as weights, the stock assessment model uses catch in numbers for Fisheries 11 and 12. Catches in weight for Fisheries 11 and 12 are estimated by multiplying the catches in numbers of fish by estimates of the average weights.

FIGURA 3. Capturas de las pesquerías definidas para la evaluación del atún aleuta en el OPO (Tabla 1). Ya que se analizaron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones de captura para cada año. Se expresan todas las capturas en peso, pero el modelo de evaluación usa captura en número de peces para las Pesquerías 11 y 12. Se estiman las capturas de las Pesquerías 11 y 12 en peso multiplicando las capturas en número de peces por estimaciones del peso promedio.

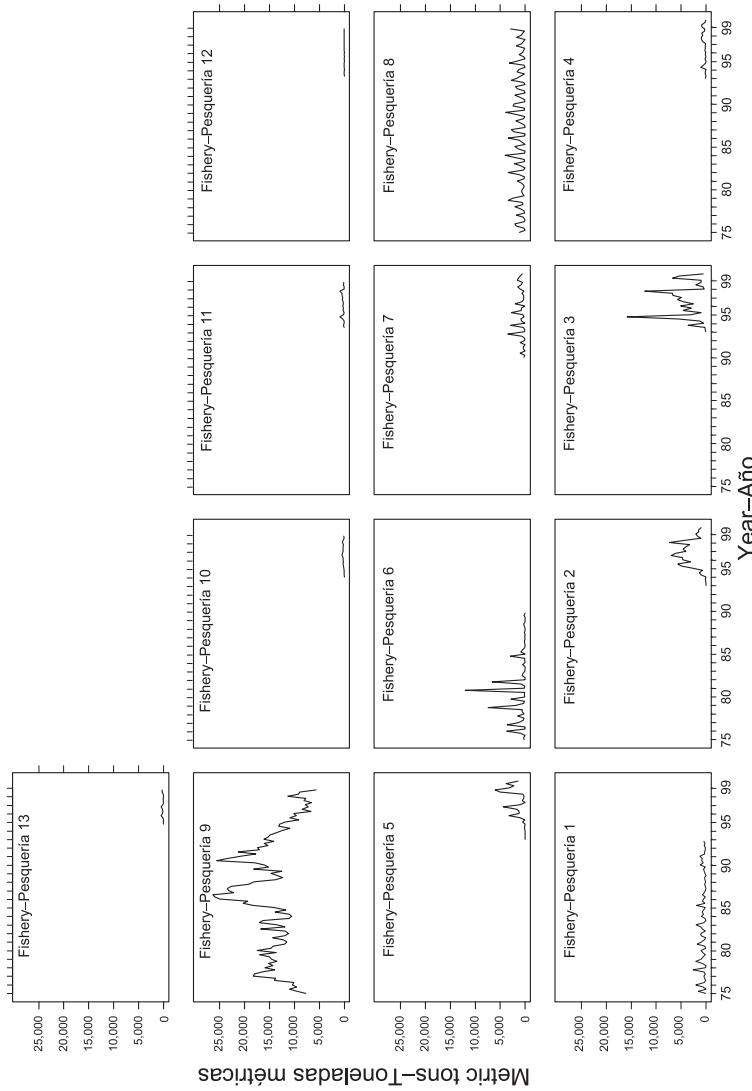


FIGURE 4. Catches taken by the fisheries defined for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO (Table 1). Since the data were analyzed on a quarterly basis, there are four observations of catch for each year. Although all the catches are displayed as weights, the stock assessment model uses catch in numbers for Fisheries 8 and 9. Catches in weight for Fisheries 8 and 9 are estimated by multiplying the catches in numbers of fish by estimates of the average weights.

FIGURA 4. Capturas realizadas por las pesquerías definidas para la evaluación del atún patudo en el OPO (Tabla 1). Ya que se analizaron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones de captura para cada año. Se expresan todas las capturas en peso, pero el modelo de evaluación usa captura en número de peces para las Pesquerías 8 y 9. Se estiman las capturas de las Pesquerías 8 y 9 en peso multiplicando las capturas en número de peces por estimaciones del peso promedio.

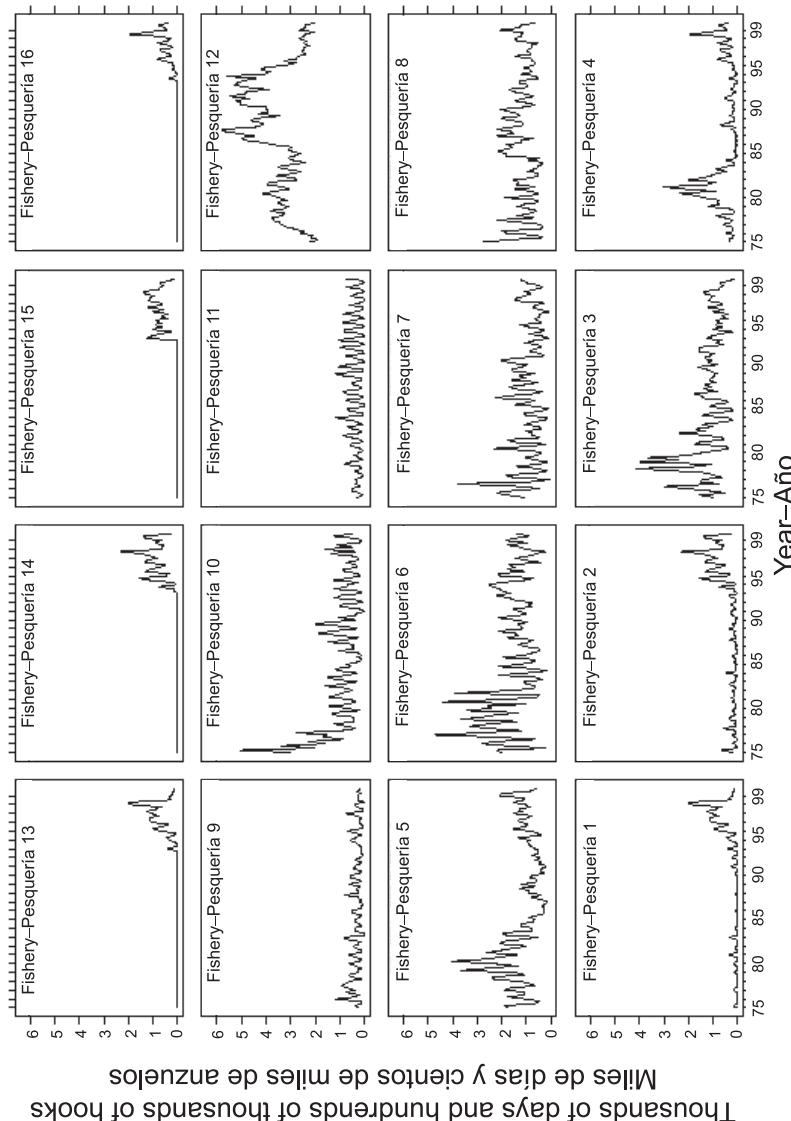


FIGURE 5. Fishing effort exerted by the fisheries defined for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO (Table 1). Since the data were summarized on a quarterly basis, there are four observations of effort for each year. The effort for Fisheries 1-10 and 13-16 is in days fished, and that for Fisheries 11 and 12 is in numbers of hooks.

FIGURA 5. Esfuerzo de pesca ejercido por las pesquerías definidas para la evaluación del atún aleta en el OPO (Tabla 1). Ya que se analizaron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones para cada año. Se expresa el esfuerzo de las Pesquerías 1-10 y 13-16 en días de pesca, y el de las Pesquerías 11 y 12 en número de anzuelos.

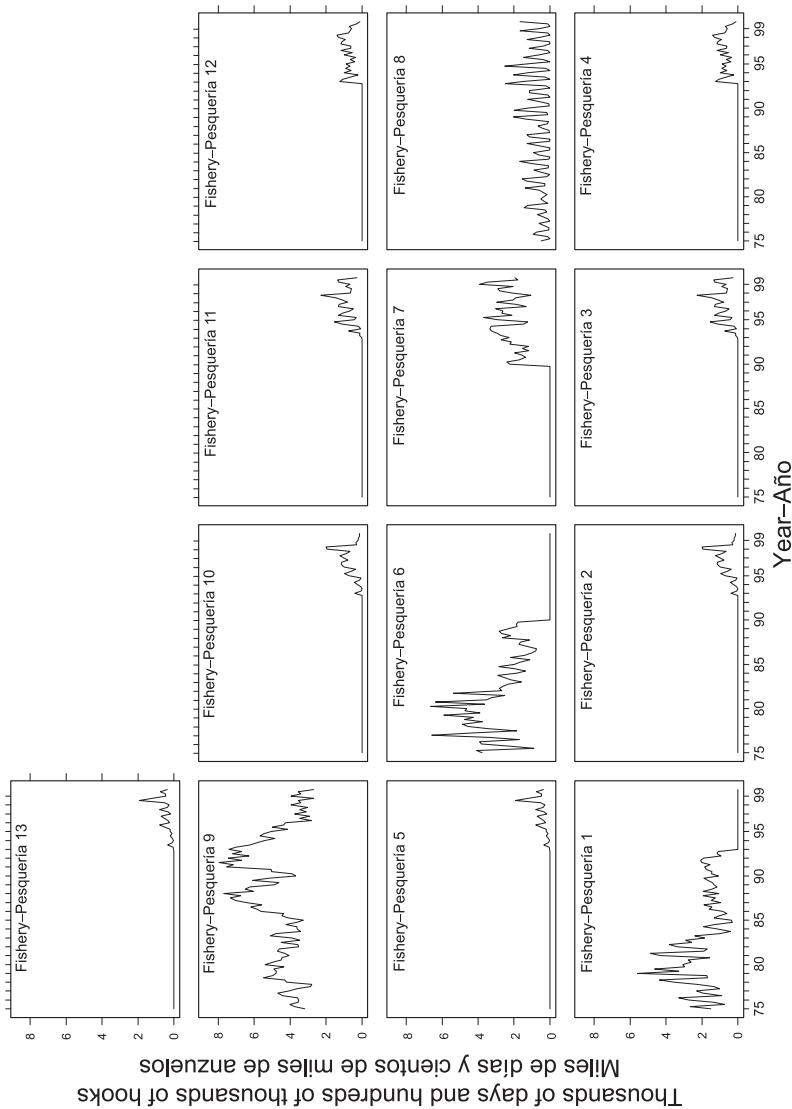


FIGURE 6. Fishing effort exerted by the fisheries defined for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO (Table 2). Since the data were summarized on a quarterly basis, there are four observations of effort for each year. The effort for Fisheries 1-7 and 10-13 is in days fished, and that for Fisheries 8 and 9 is in standardized numbers of hooks.

FIGURA 6. Esfuerzo de pesca ejercido por las pesquerías definidas para la evaluación del atún patudo en el OPO (Tabla 2). Ya que se analizaron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones de esfuerzo para cada año. Se expresa el esfuerzo de las Pesquerías 1-7 y 10-13 en días de pesca, y el de las Pesquerías 8 y 9 en número estandarizado de anzuelos.

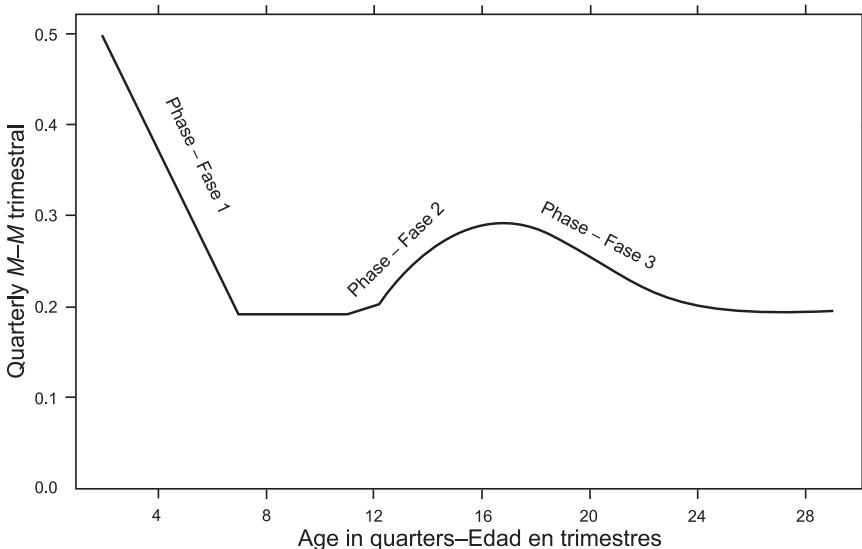


FIGURE 7. Natural mortality (M) rates, at quarterly intervals, used for the assessment of yellowfin tuna in the EPO. Descriptions of the three phases of the mortality curve are provided in Section 3.3.4.

FIGURA 7. Tasas de mortalidad natural (M), a intervalos trimestrales, usadas para la evaluación del atún aleta amarilla en el OPO. En la Sección 3.3.4 se describen las tres fases de la curva de mortalidad.

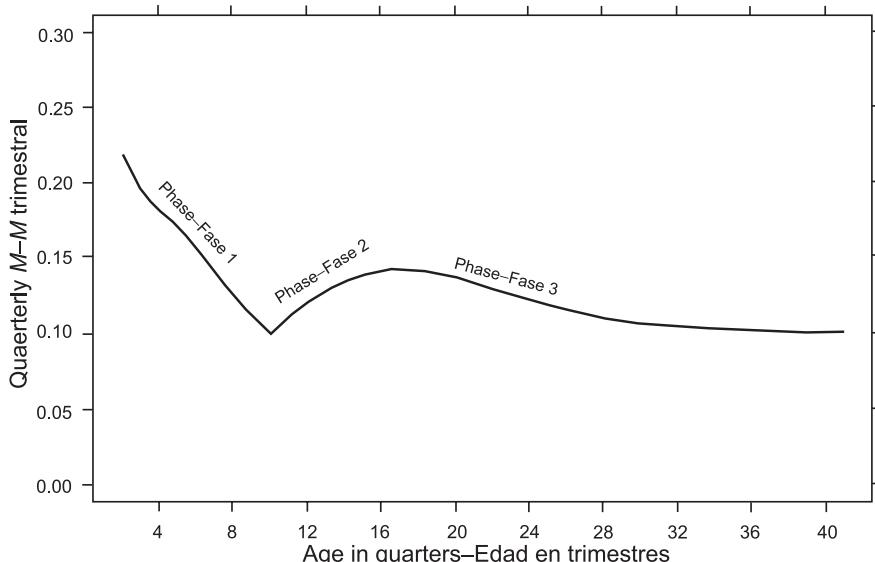


FIGURE 8. Natural mortality (M) rates, at quarterly intervals, used for the assessment of bigeye tuna in the EPO. Descriptions of the three phases of the mortality curve are provided in Section 3.3.4.

FIGURA 8. Tasas de mortalidad natural (M), a intervalos trimestrales, usados para la evaluación del atún patudo en el OPO. En la Sección 3.3.4 se describen las tres fases de la curva de mortalidad.

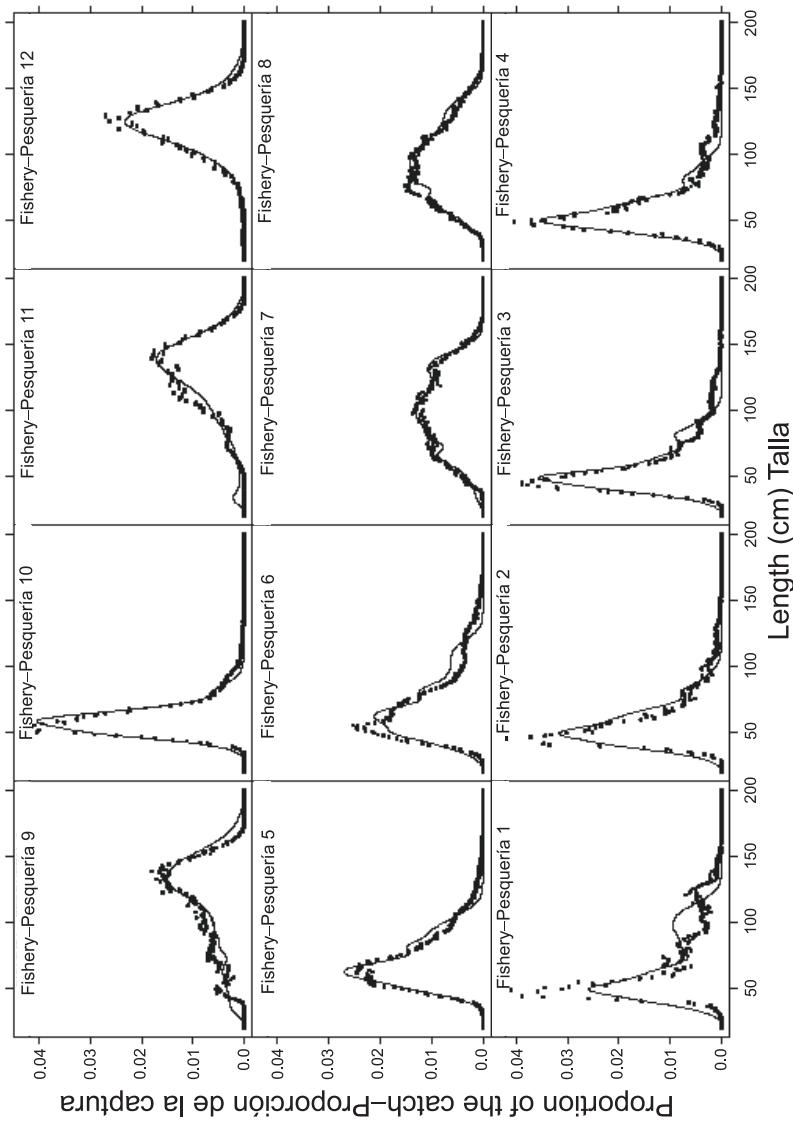


FIGURE 9. Average observed (solid circles) and predicted (curves) size compositions of the catches taken by the fisheries defined for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO.

FIGURA 9. Composición media por tamaño observada (círculos sólidos) y predicha (curvas) de las capturas realizadas por las pesquerías definidas para la evaluación del atún aleta amarilla en el OPO.

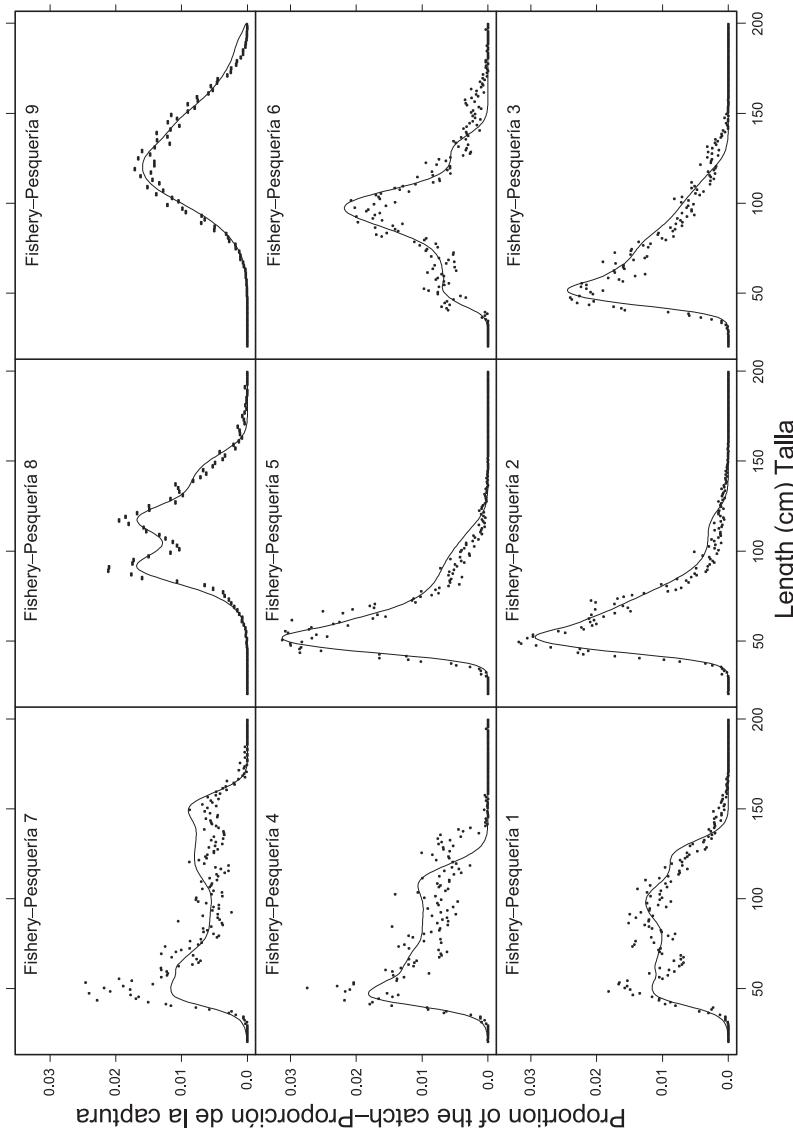


FIGURE 10. Average observed (solid circles) and predicted (curves) size compositions of the catches taken by the fisheries defined for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO.

FIGURA 10. Composición media por tamaño observada (círculos sólidos) y predicha (curvas) de las capturas realizadas por las pesquerías definidas para la evaluación del atún patudo en el OPO.

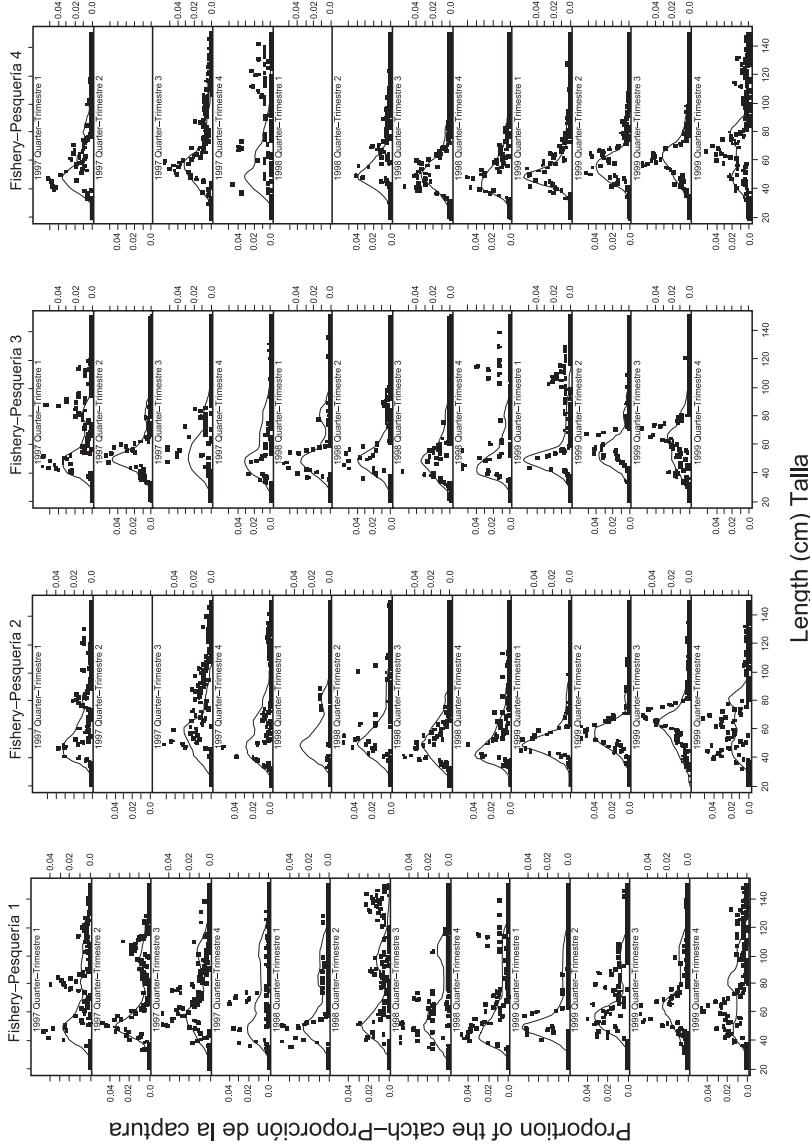


FIGURE 11. Observed (filled circles) and predicted (curves) size compositions of the catches recently taken by the fisheries that take yellowfin tuna in association with floating objects.

FIGURA 11. Composiciones por tamaño observadas (círculos sólidos) y predichas (curvas) de las capturas recientes de las pesquerías que capturan atún aleta amarilla en asociación con objetos flotantes.

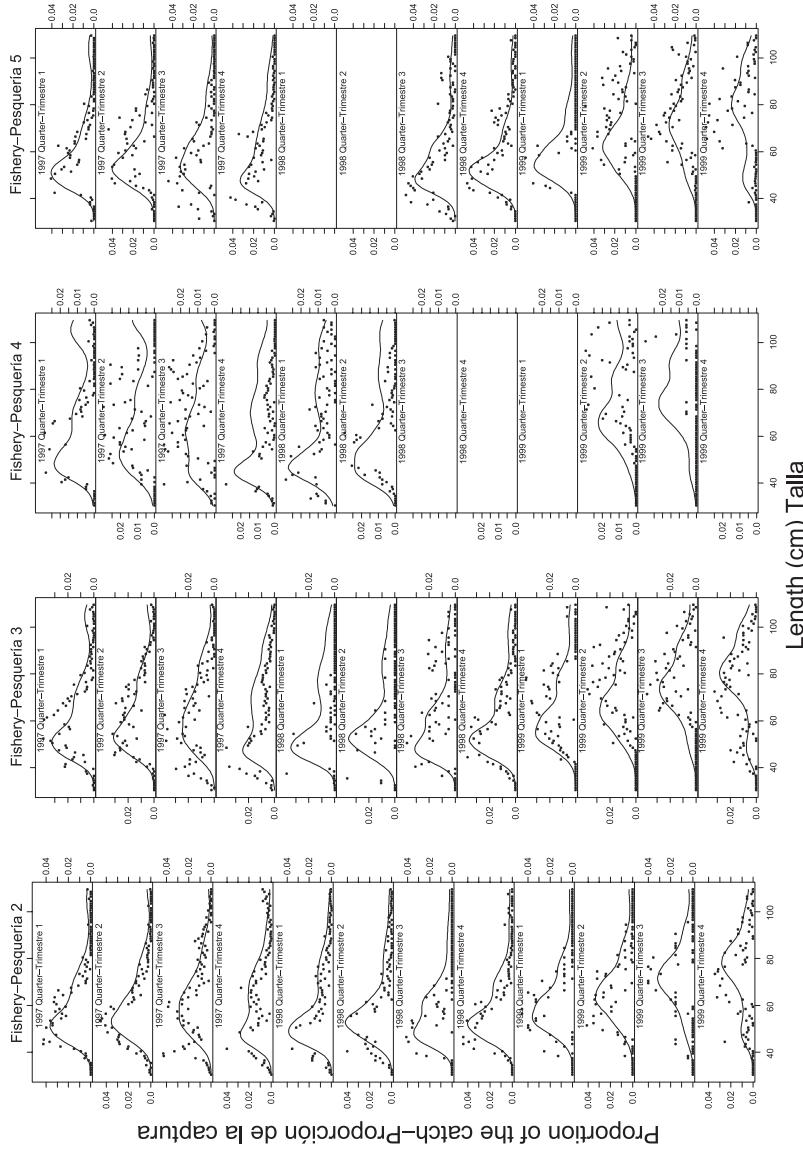


FIGURE 12. Observed (filled circles) and predicted (curves) size compositions of the catches recently taken by the fisheries that take bigeye tuna in association with floating objects.

FIGURA 12. Composiciones por tamaño observadas (círculos sólidos) y predichas (curvas) de las capturas recientes de las pesquerías que capturan atún patudo en asociación con objetos flotantes.

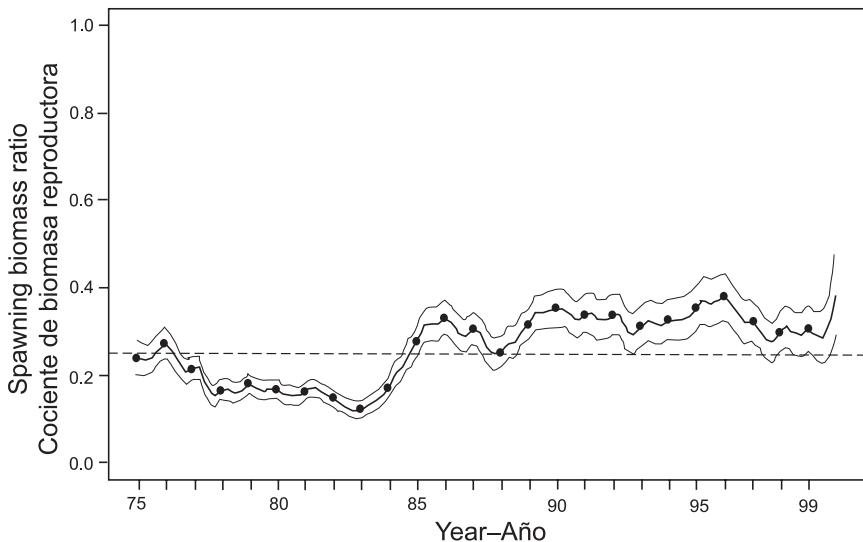


FIGURE 13. Estimated time series of spawning biomass ratios (SBRs), with 95% confidence intervals, for yellowfin tuna in the EPO. The dashed horizontal line (at about 0.25) identifies the SBR at AMSY.

FIGURA 13. Series de tiempo estimadas de los cocientes de biomasa reproductora (SBR), con intervalos de confianza de 95%, de atún aleta amarilla en el OPO. La línea de trazos horizontal (en aproximadamente 0.25) identifica el SBR en RMSP.

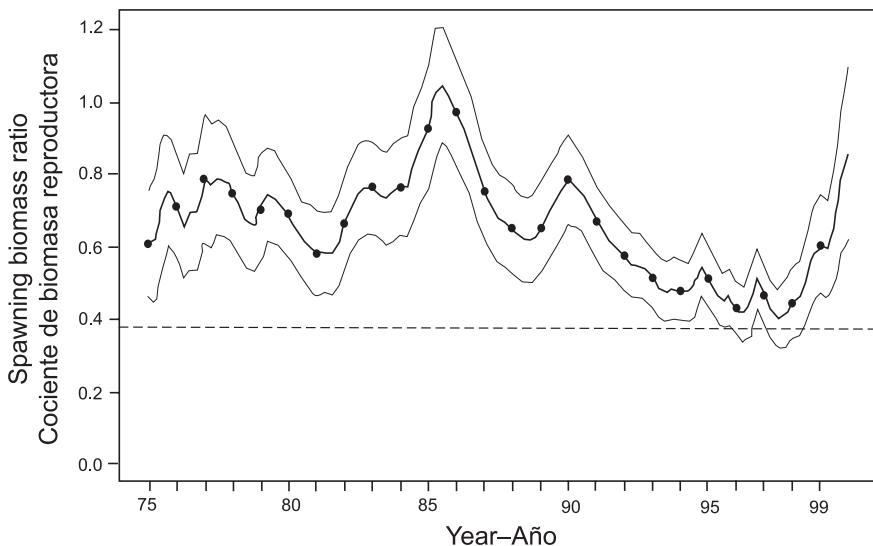


FIGURE 14. Estimated time series of spawning biomass ratios (SBRs), with 95% confidence intervals, for bigeye tuna in the EPO. The dashed horizontal line (at about 0.38) identifies the SBR at AMSY.

FIGURA 14. Series de tiempo estimadas de los cocientes de biomasa reproductora (SBR), con intervalos de confianza de 95%, de atún patudo en el OPO. La línea de trazos horizontal (en aproximadamente 0.38) identifica el SBR en RMSP.

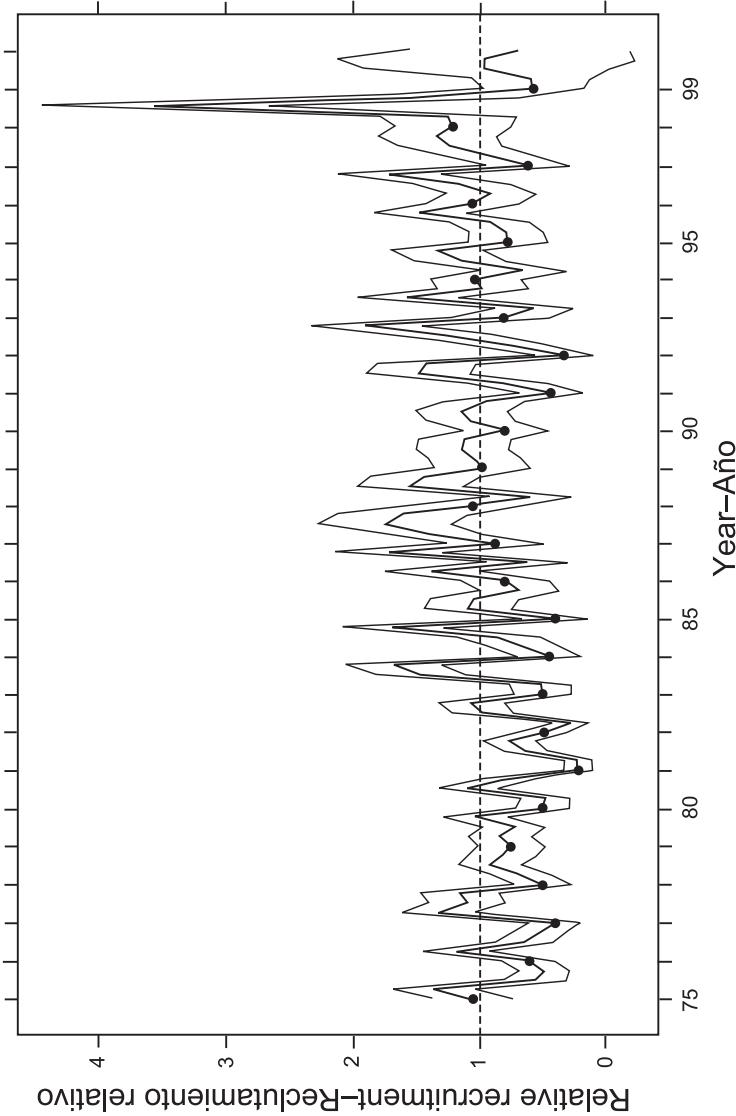


FIGURE 15. Estimated recruitment of yellowfin tuna to the fisheries of the EPO. The estimates are scaled so that the average recruitment is equal to 1.0. The bold line illustrates the maximum likelihood estimates of recruitment, and the thin lines indicate the approximate 95% confidence intervals around those estimates. The labels on the time axis are drawn at the start of each year, but, since the assessment model represents time on a quarterly basis, there are four estimates of recruitment for each year.

FIGURA 15. Recruitamiento estimado de atún aleta amarilla a las pesquerías del OPO. Se escalan las estimaciones para que el reclutamiento medio equivalga a 1.0. La línea gruesa ilustra las estimaciones de probabilidad máxima del reclutamiento, y las líneas delgadas los intervalos de confianza de 95% aproximados de las estimaciones. Se dibujan las leyendas en el eje de tiempo al principio de cada año, pero, ya que el modelo de evaluación representa el tiempo por trimestres, hay cuatro estimaciones de reclutamiento para cada año.

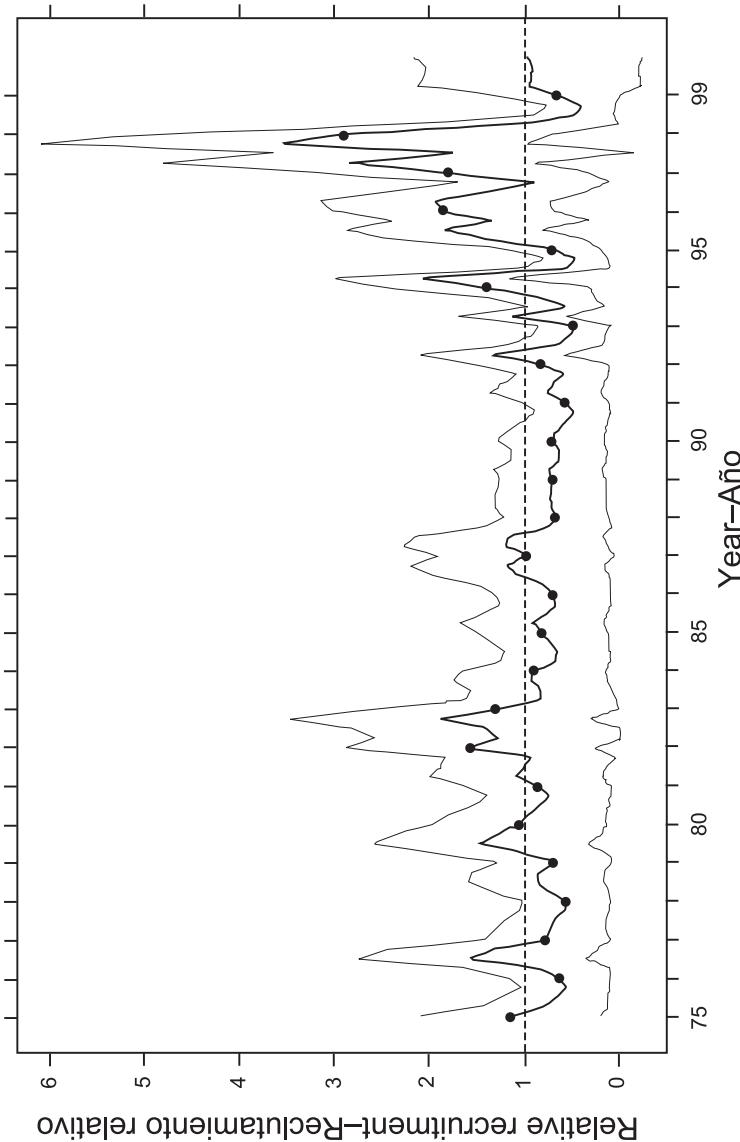


FIGURE 16. Estimated recruitment of bigeye tuna to the fisheries of the EPO. The estimates are scaled so that the average recruitment is equal to 1.0. The bold line illustrates the maximum likelihood estimates of recruitment, and the thin lines indicate the approximate 95% confidence intervals around those estimates. The labels on the time axis are drawn at the start of each year, but, since the assessment model represents time on a quarterly basis, there are four estimates of recruitment for each year.

FIGURA 16. Recrutamiento estimado de atún patudo a las pesquerías del OPO. Se escalan las estimaciones para que el reclutamiento medio equivalga a 1.0. La línea gruesa ilustra las estimaciones de probabilidad máxima del reclutamiento, y las líneas delgadas los intervalos de confianza de 95% aproximados de las estimaciones. Se dibujan las leyendas en el eje de tiempo al principio de cada año, pero, ya que el modelo de evaluación representa el tiempo por trimestres, hay cuatro estimaciones de reclutamiento para cada año.

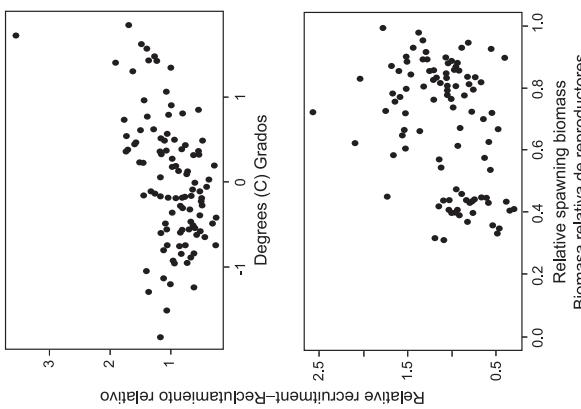


FIGURE 17. Estimated relationships between recruitment of yellowfin tuna and SST anomalies at the assumed time of hatching (left panel) and between recruitment and spawning biomass (right panel). The recruitment is scaled so that the average recruitment is equal to 1.0. The spawning biomass (females at least 3 years old) is scaled so that the maximum estimated spawning biomass is equal to 1.0. Environmental effects have been removed from the estimates of recruitment illustrated in the right panel.

FIGURA 17. Relaciones estimadas entre reclutamiento de atún aleta amarilla y anomalías de las TSM en el momento supuesto de cría (reclutamiento izquierdo) y entre reclutamiento y biomasa reproductora (reclutamiento derecho). Se escala el reclutamiento para que el reclutamiento medio equivalga a 1.0, y la biomasa reproductora (hembras de al menos 3 años de edad) para que la biomasa reproductora máxima estimada equivalga a 1.0. Se eliminaron los efectos ambientales de las estimaciones de reclutamiento ilustradas en el reclutamiento derecho.

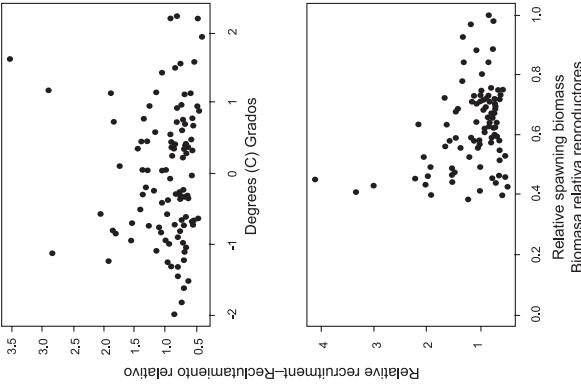


FIGURE 18. Estimated relationships between recruitment of bigeye tuna and SST anomalies at the assumed time of hatching (left panel) and between recruitment and spawning biomass (right panel). The recruitment is scaled so that the average recruitment is equal to 1.0. The spawning biomass (females at least 3 years old) is scaled so that the maximum estimated spawning biomass is equal to 1.0. Environmental effects have been removed from the estimates of recruitment illustrated in the right panel.

FIGURA 18. Relaciones estimadas entre reclutamiento de atún patudo y anomalías de las TSM en el momento supuesto de cría (reclutamiento izquierdo) y entre reclutamiento y biomasa reproductora (reclutamiento derecho). Se escala el reclutamiento para que el reclutamiento medio equivalga a 1.0, y la biomasa reproductora (hembras de al menos 3 años de edad) para que la biomasa reproductora máxima estimada equivalga a 1.0. Se eliminaron los efectos ambientales de las estimaciones de reclutamiento ilustradas en el reclutamiento derecho.

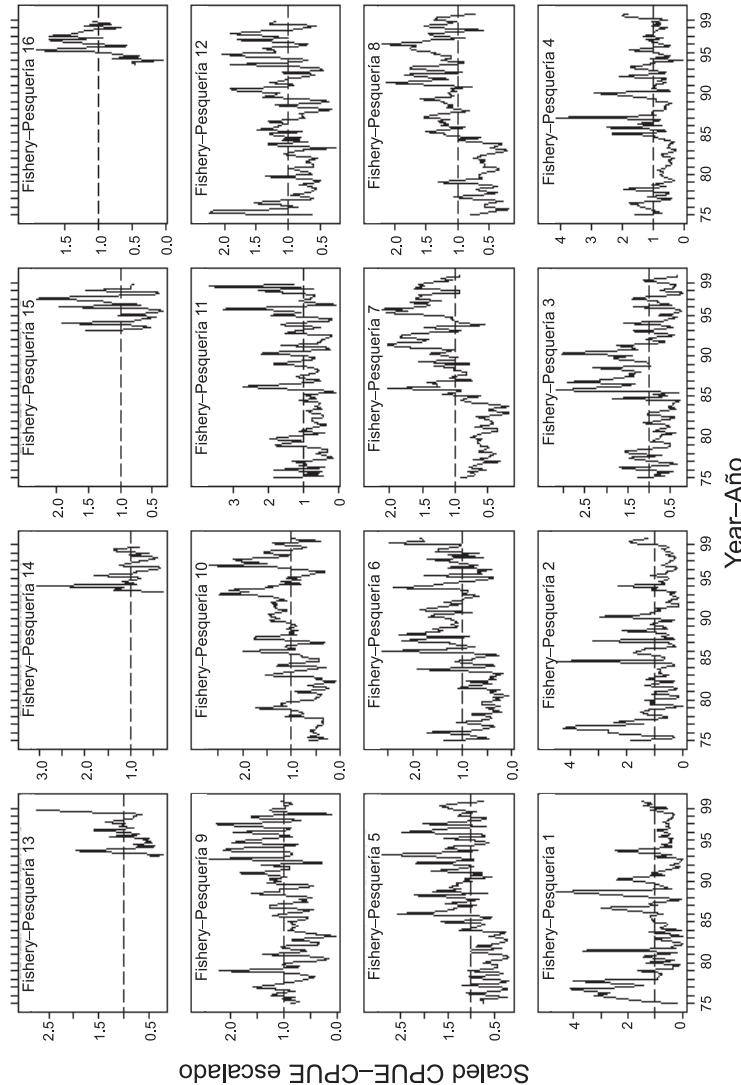


FIGURE 19. CPUEs for the fisheries defined for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO (Table 1). Since the data were summarized on a quarterly basis, there are four observations of CPUE for each year. The CPUEs for Fisheries 1-10 and 13-16 are in kilograms per day fished, and those for Fisheries 11 and 12 are in numbers of fish caught per number of hooks. The data are adjusted so that the mean of each time series is equal to 1.0. It should be noted that the vertical scales of the panels are different.

FIGURA 19. CPUE de las pesquerías definidas para la evaluación del atún aleja en el OPO (Tabla 1). Ya que se resumieron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones de CPUE para cada año. Se expresan las CPUE de las Pesquerías 1-10 y 13-16 en kilogramos por día de pesca, y las de las Pesquerías 11 y 12 en número de peces capturados por número de anzuelos. Se ajustaron los datos para que el promedio de cada serie de tiempo equivalga a 1.0. Nótese que las escalas verticales de los recaudos son diferentes.

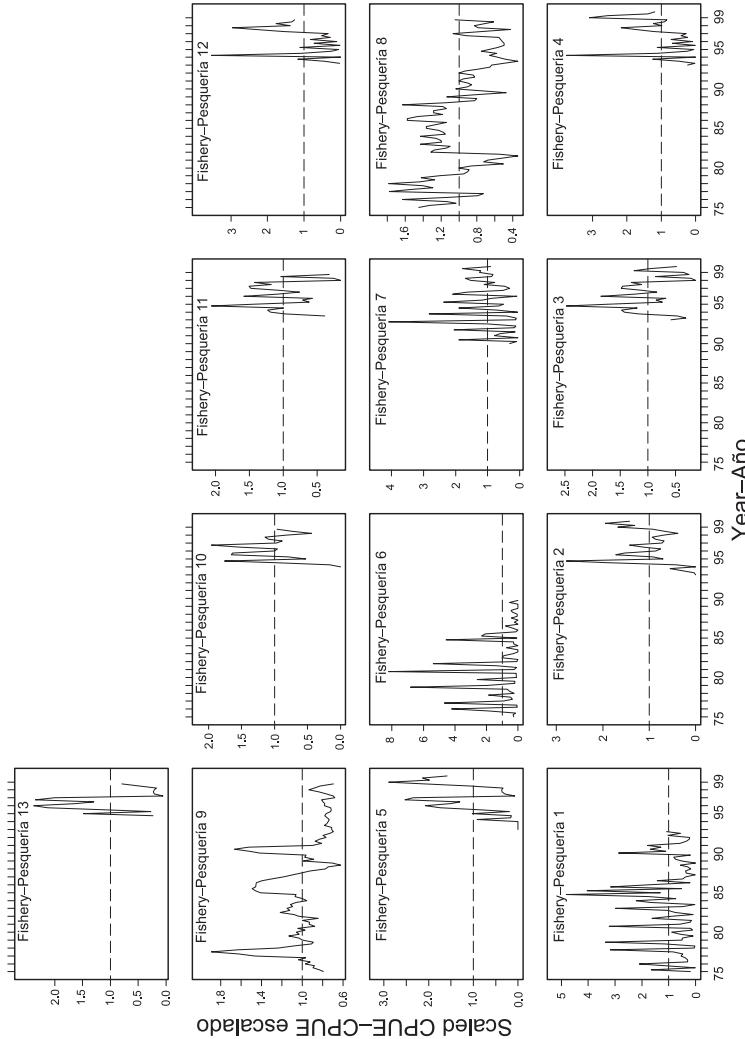


FIGURE 20. CPUEs for the fisheries defined for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO (Table 2). Since the data were summarized on a quarterly basis, there are four observations of CPUE for each year. The CPUEs for Fisheries 1-7 and 10-13 are in kilograms per day fished, and those for Fisheries 8 and 9 are in numbers of fish caught per standardized number of hooks. The data are adjusted so that the mean of each time series is equal to 1.0. It should be noted that the vertical scales of the panels are different.

FIGURA 20. CPUE de las pesquerías definidas para la evaluación del atún patudo en el OPO (Tabla 2). Ya que se resumieron los datos por trimestre, hay cuatro observaciones de CPUE para cada año. Se expresan las CPUE de las Pesquerías 1-7 y 10-13 en kilogramos por día de pesca, y las de las Pesquerías 8 y 9 en número de peces capturados por número estandarizado de anzuelos. Se ajustaron los datos para que el promedio de cada serie de tiempo equivalga a 1.0. Nótese que las escalas verticales de los recuadros son diferentes.

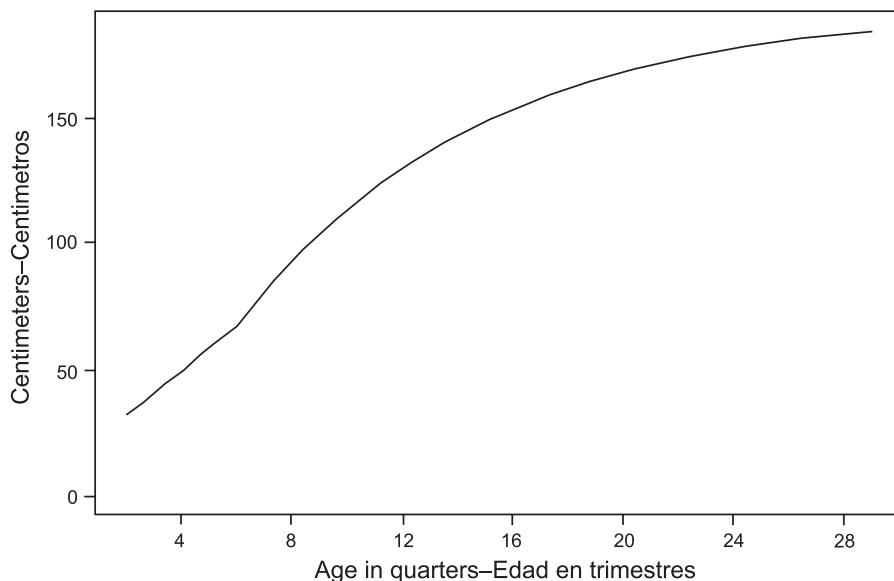


FIGURE 21. Mean length at age for yellowfin.

FIGURA 21. Talla media a edad de aleta amarilla.

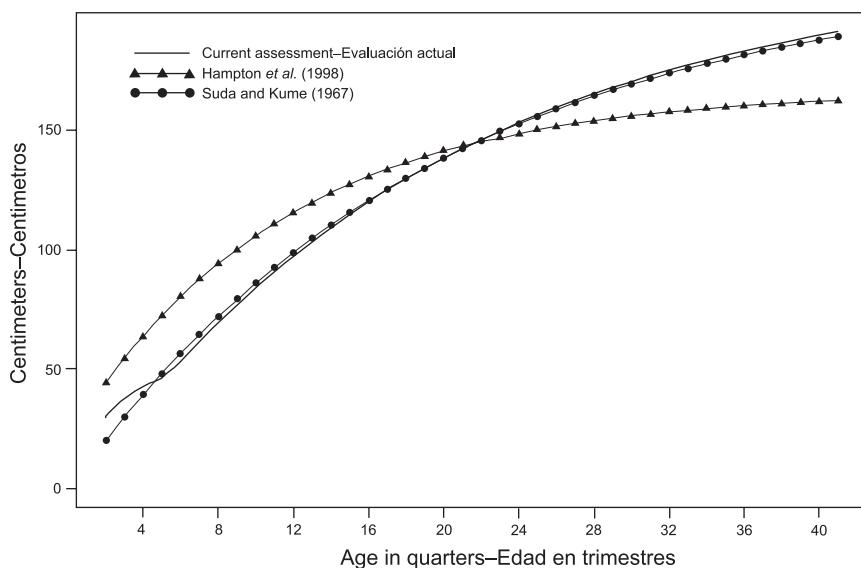


FIGURE 22. Mean length at age for bigeye estimated in this analysis compared with estimates from Hampton *et al.* (1998) and Suda and Kume (1967).

FIGURA 22. Talla media a edad de patudo estimada en este análisis comparada con las estimaciones de Hampton *et al.* (1998) y Suda y Kume (1967).

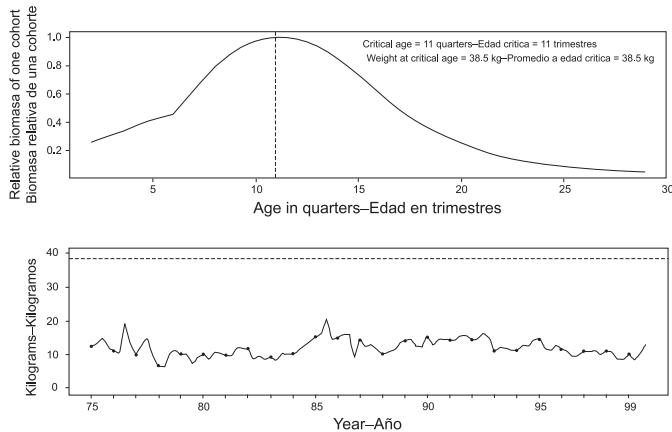


FIGURE 23. Combined performance of all fisheries that take yellowfin tuna in the EPO at achieving the maximum yield per recruit. The upper panel illustrates the growth (in weight) of a single cohort of yellowfin, and identifies the “critical age” and “critical weight” (Section 2.3.2). The lower panel shows the estimated average weight of fish caught in all fisheries combined. The critical weight is drawn as the horizontal dashed line in the lower panel, and is a possible reference point for determining whether the fleet has been close to maximizing the yield per recruit.

FIGURA 23. Desempeño combinado de todas las pesquerías que capturan atún amarilla en el OPO con respecto al rendimiento por recluta máximo. El recuadro superior ilustra el crecimiento (en peso) de una sola cohorte de aleta amarilla, e identifica la “edad crítica” y el “peso crítico” (Sección 2.3.2). El recuadro inferior ilustra el peso medio de peces capturados en todas las pesquerías combinadas. El peso crítico es representado por la línea de trazos horizontal en el recuadro inferior, y constituye un posible punto de referencia para determinar si la flota estuvo cerca de maximizar el rendimiento por recluta.

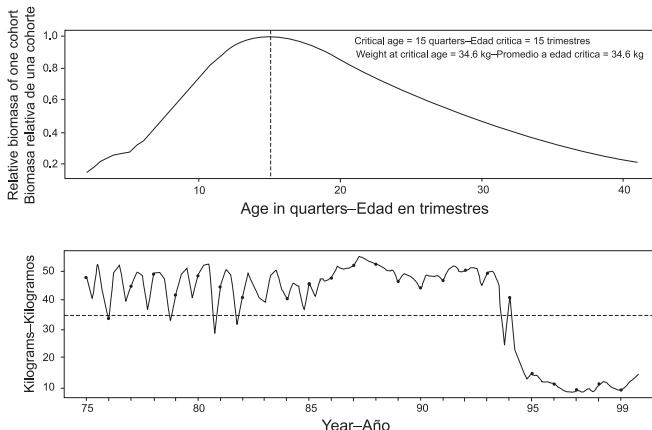


FIGURE 24. Combined performance of all fisheries that take bigeye tuna in the EPO at achieving the maximum yield per recruit. The upper panel illustrates the growth (in weight) of a single cohort of bigeye, and identifies the “critical age” and “critical weight” (Section 2.3.2). The lower panel shows the estimated average weight of fish caught in all fisheries combined. The critical weight is drawn as the horizontal dashed line in the lower panel, and is a possible reference point for determining whether the fleet has been close to maximizing the yield per recruit.

FIGURA 24. Desempeño combinado de todas las pesquerías que capturan atún patudo en el OPO con respecto al rendimiento por recluta máximo. El recuadro superior ilustra el crecimiento (en peso) de una sola cohorte de patudo, e identifica la “edad crítica” y el “peso crítico” (Sección 2.3.2). El recuadro inferior ilustra el peso medio de peces capturados en todas las pesquerías combinadas. El peso crítico es representado por la línea de trazos horizontal en el recuadro inferior, y constituye un posible punto de referencia para determinar si la flota estuvo cerca de maximizar el rendimiento por recluta.

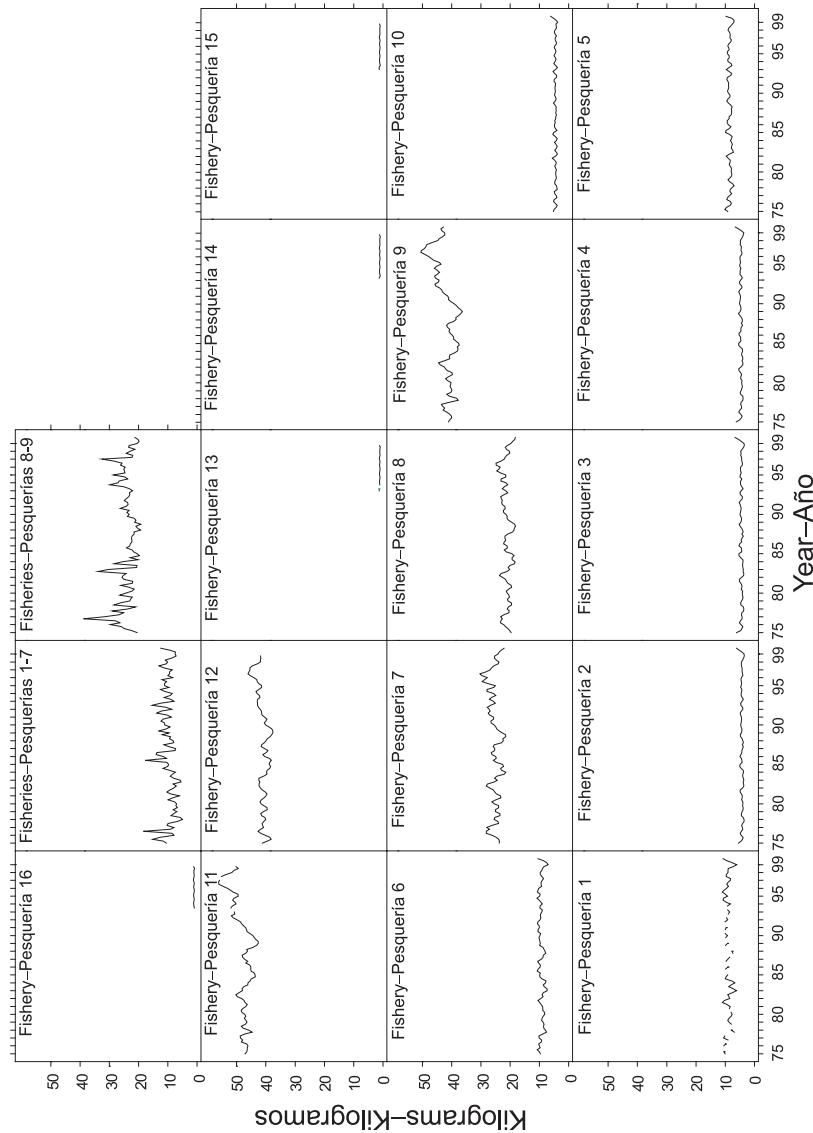


FIGURE 25. Estimated average weights of yellowfin tuna caught by the fisheries of the EPO. The time series for "Fisheries 1-10" is an average of Fisheries 1 through 10, and the time series for "Fisheries 11-12" is an average of Fisheries 11 and 12.

FIGURA 25. Peso medio estimado del atún aleja capturado en las pesquerías del OPO. La serie de tiempo de "Pesquerías 1-10" es un promedio de las Pesquerías 1 a 10, y la de "Pesquerías 11-12" un promedio de las Pesquerías 11 y 12.

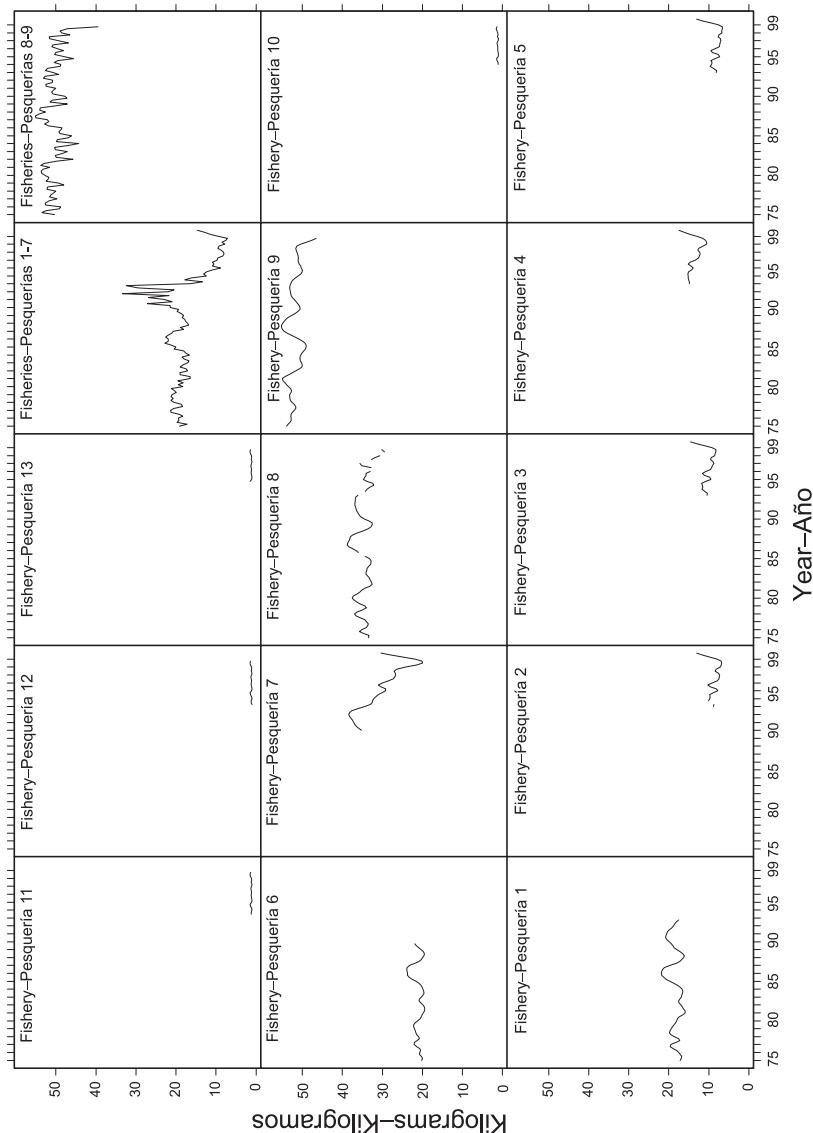


FIGURE 26. Estimated average weights of bigeye tuna caught by the fisheries of the EPO. The time series for "Fisheries 1-7" is an average of Fisheries 1 through 7, and the time series for "Fisheries 8-9" is an average of Fisheries 8 and 9.

FIGURA 26. Peso medio estimado de atún patudo capturado en las pesquerías del OPO. La serie de tiempo de "Pesquerías 1-7" es un promedio de las Pesquerías 1 a 7, y la de "Pesquerías 8-9" un promedio de las Pesquerías 8 y 9.

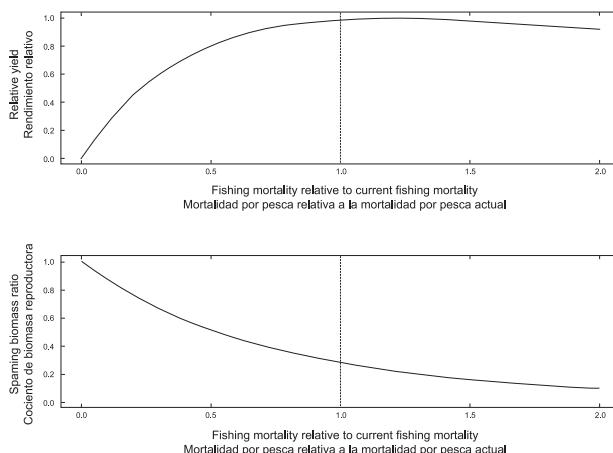


FIGURE 27. Predicted effects of long-term changes in fishing effort on the yield (upper panel) and spawning biomass (lower panel) of yellowfin tuna under average environmental conditions, constant recruitment, and the current age-specific selectivity pattern of all fisheries combined. The yield estimates are scaled so that the AMSY is at 1.0, and the spawning biomass estimates so that the spawning biomass is equal to 1.0 in the absence of exploitation.

FIGURA 27. Efectos predichos de cambios a largo plazo en el esfuerzo de pesca sobre el rendimiento (recuadro superior) y la biomasa reproductora (recuadro inferior) de atún aleta amarilla bajo condiciones ambientales medias, reclutamiento constante, y el patrón actual de selectividad por edad de todas las pesquerías combinadas. Se escalan las estimaciones de rendimiento para que el RMSP esté en 1.0, y las de biomasa reproductora para que equivalga a 1.0 en ausencia de explotación.

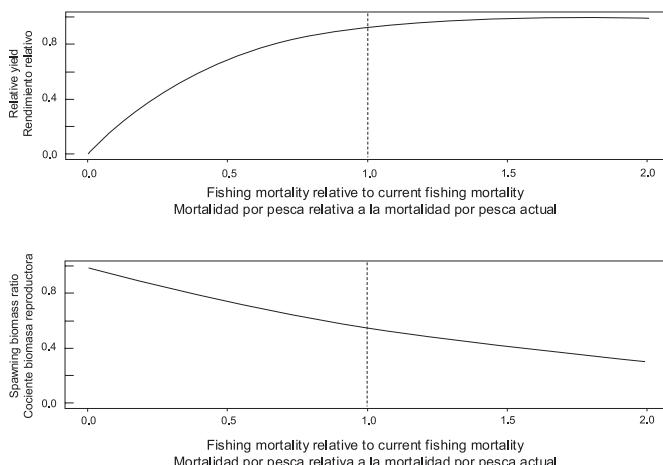


FIGURE 28. Predicted effects of long-term changes in fishing effort on the yield (upper panel) and spawning biomass (lower panel) of bigeye tuna under average environmental conditions, constant recruitment, and the current age-specific selectivity pattern of all fisheries combined. The yield estimates are scaled so that the AMSY is at 1.0, and the spawning biomass estimates so that the spawning biomass is equal to 1.0 in the absence of exploitation.

FIGURA 28. Efectos predichos de cambios a largo plazo en el esfuerzo de pesca sobre el rendimiento (recuadro superior) y la biomasa reproductora (recuadro inferior) de atún patudo bajo condiciones ambientales medias, reclutamiento constante, y el patrón actual de selectividad por edad de todas las pesquerías combinadas. Se escalan las estimaciones de rendimiento para que el RMSP esté en 1.0, y las de biomasa reproductora para que equivalga a 1.0 en ausencia de explotación.

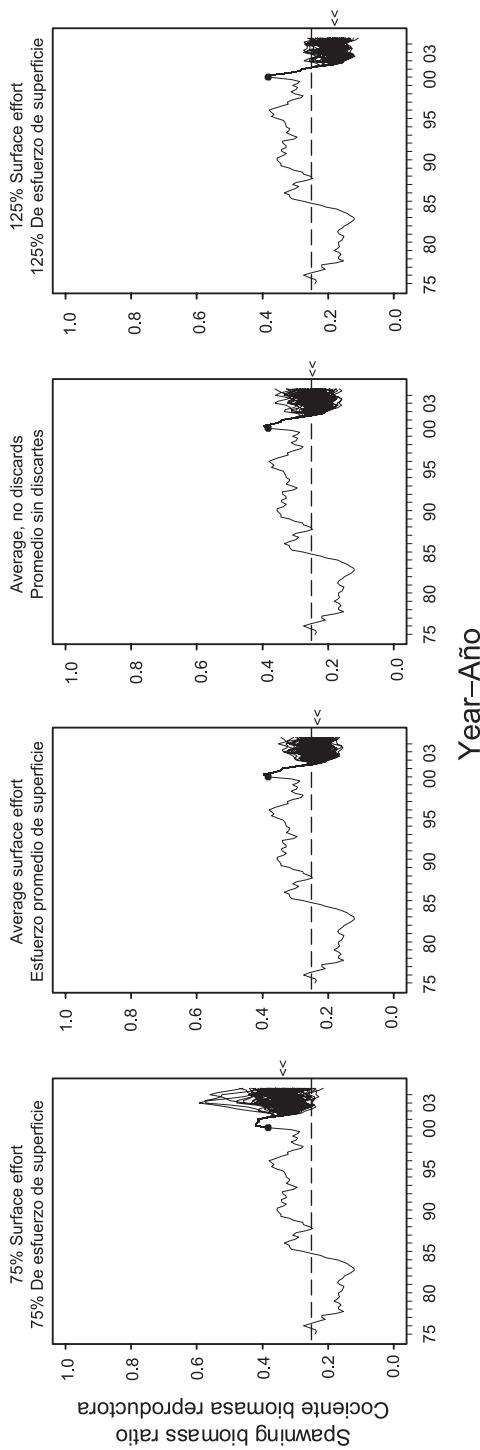


FIGURE 29. Simulated SBRs during 2000-2004 for yellowfin tuna in the EPO. Each panel illustrates the results of 100 simulations using different scenarios describing the future level of fishing effort exerted by the surface fleet and the status of discards (Section 2.4.3). For the last quarter of 2004, 50 percent of the simulated SBRs are predicted to be greater than and less than the SBR indicated by the “<>” symbol at the right edge of each panel. The dashed horizontal lines (at 0.25) identify SBR at AMSY.

FIGURA 29. SBR simulados durante 2000-2004 para el atún aleta amarilla en el OPO. Cada recuadro ilustra los resultados de 100 simulaciones usando distintos escenarios sobre el futuro nivel de esfuerzo de pesca ejercido por la flota de superficie y la situación de los descartes (Sección 2.4.3). Para el último trimestre de 2004, se predice que el 50% de los SBR simulados serán mayores y menores que el SBR indicado por el símbolo de “<>” en el borde derecho de cada recuadro. Las líneas horizontales de trazo. Las líneas horizontales de trazo (en 0,25) indican el SBR en RMSP.

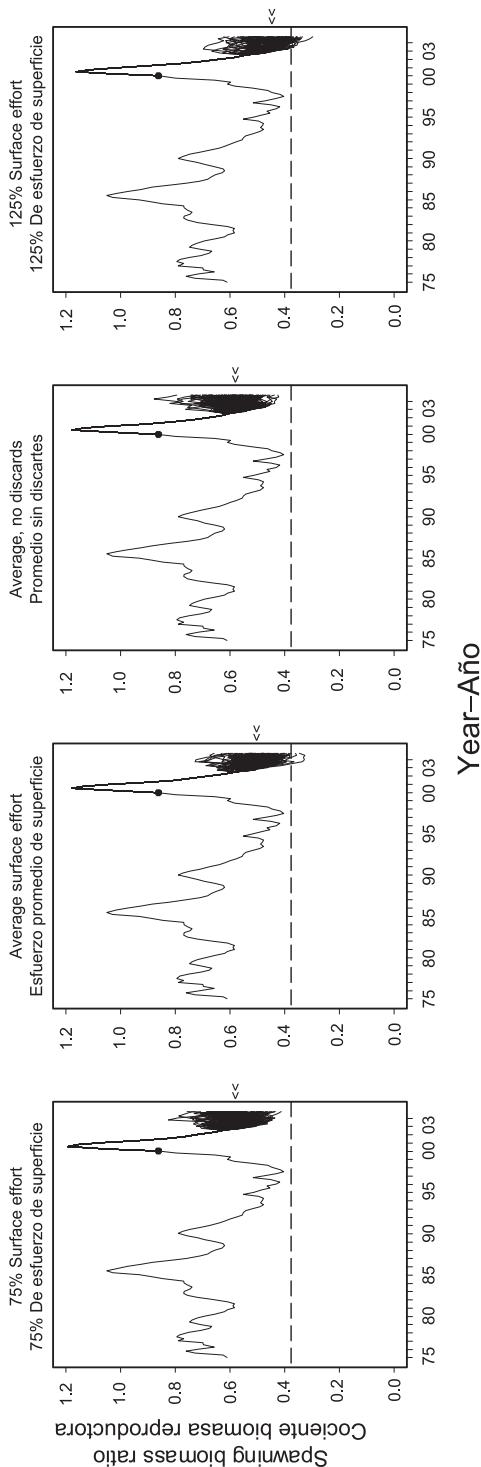


FIGURE 30. Simulated SBRs during 2000–2004 for bigeye tuna in the EPO. Each panel illustrates the results of 100 simulations using different scenarios describing the future level of fishing effort exerted by the surface fleet and the status of discards (Section 2.4.3). For the last quarter of 2004, 50 percent of the simulated SBRs are predicted to be greater than and less than the SBR indicated by the “<<” symbol at the right edge of each panel. The dashed horizontal lines (at 0.38) identify SBR at AMSY).

FIGURA 30. SBR simulados durante 2000–2004 para el atún patudo en el OPO. Cada cuadro ilustra los resultados de 100 simulaciones usando distintos escenarios sobre el futuro nivel de esfuerzo de pesca ejercido por la flota de superficie y la situación de los descartes (Sección 2.4.3). Para el último trimestre de 2004, se predice que el 50% de los SBR simulados serán mayores y menores que el SBR indicado por el símbolo de “<<” en el borde derecho de cada cuadro. Las líneas horizontales de trazo discontinuo en RMSP).

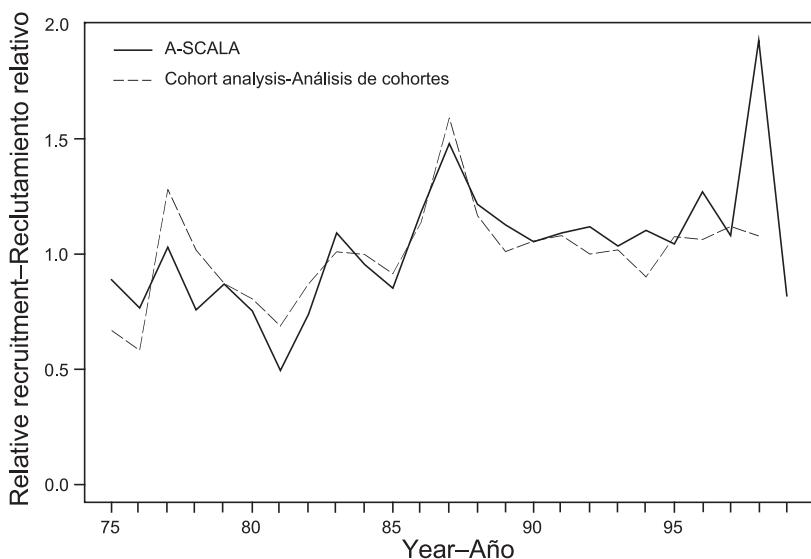


FIGURE 31. Comparison of the estimates of relative recruitment of yellowfin from the current assessment using A-SCALA and from the 1998 assessment using cohort analysis.

FIGURA 31. Comparación de las estimaciones de reclutamiento relativo de aleta amarilla de la evaluación actual usando A-SCALA y de la evaluación de 1998 usando análisis de cohortes.

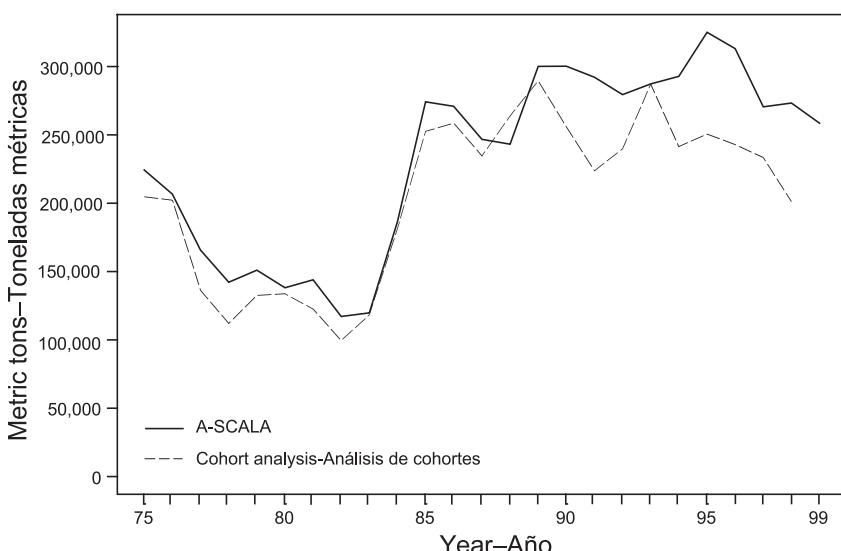


FIGURE 32. Comparison of the estimates of biomass of yellowfin two years old and older from the current assessment using A-SCALA and from the 1998 assessment using cohort analysis.

FIGURA 32. Comparación de las estimaciones de biomasa de aleta amarilla de dos años y más de edad de la evaluación actual usando A-SCALA y de la evaluación de 1998 usando análisis de cohortes.

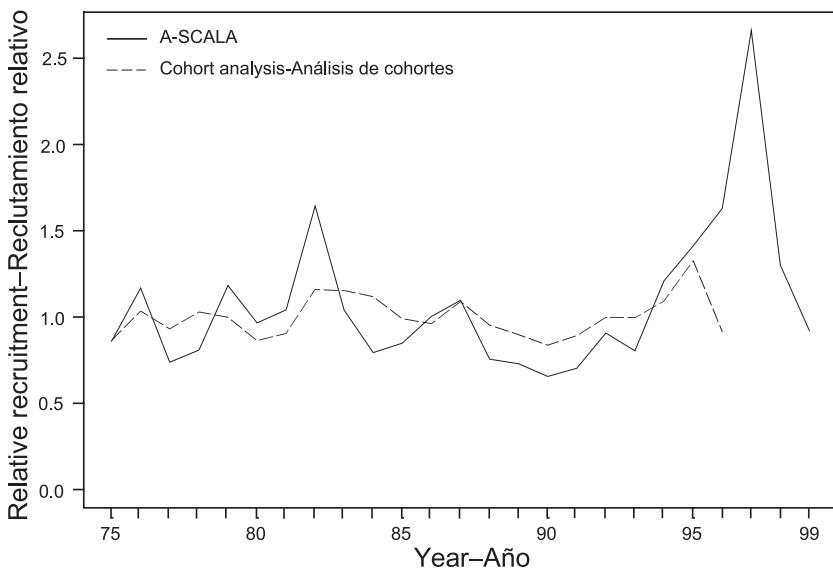


FIGURE 33. Comparison of the estimates of relative recruitment of bigeye from the current assessment using A-SCALA and from the 1998 assessment using cohort analysis.

FIGURA 33. Comparación de las estimaciones de reclutamiento relativo de patudo de la evaluación actual usando A-SCALA y de la evaluación de 1998 usando análisis de cohortes.

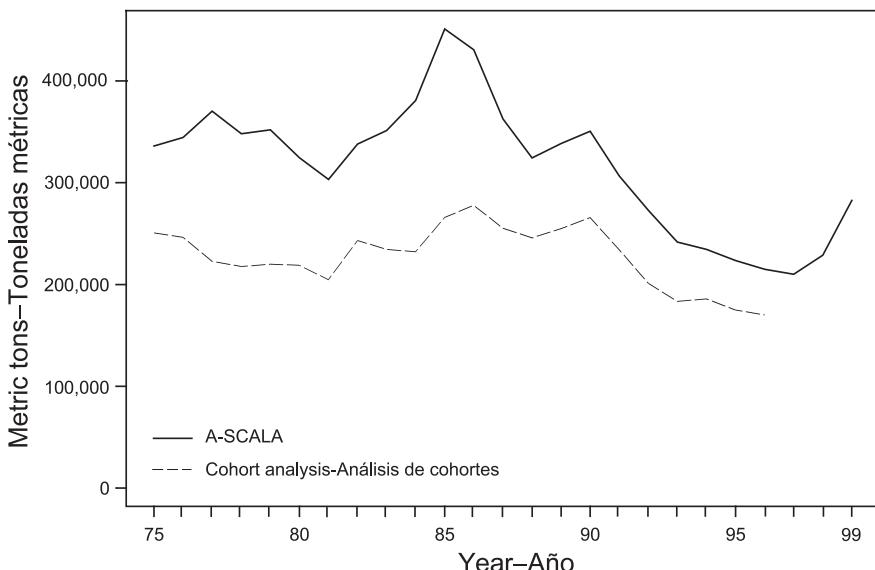


FIGURE 34. Comparison of the estimates of biomass of bigeye three years old and older from the current assessment using A-SCALA and from the 1998 assessment using cohort analysis.

FIGURA 34. Comparación de las estimaciones de biomasa de patudo de tres años y más de edad de la evaluación actual usando A-SCALA y de la evaluación de 1998 usando análisis de cohortes.

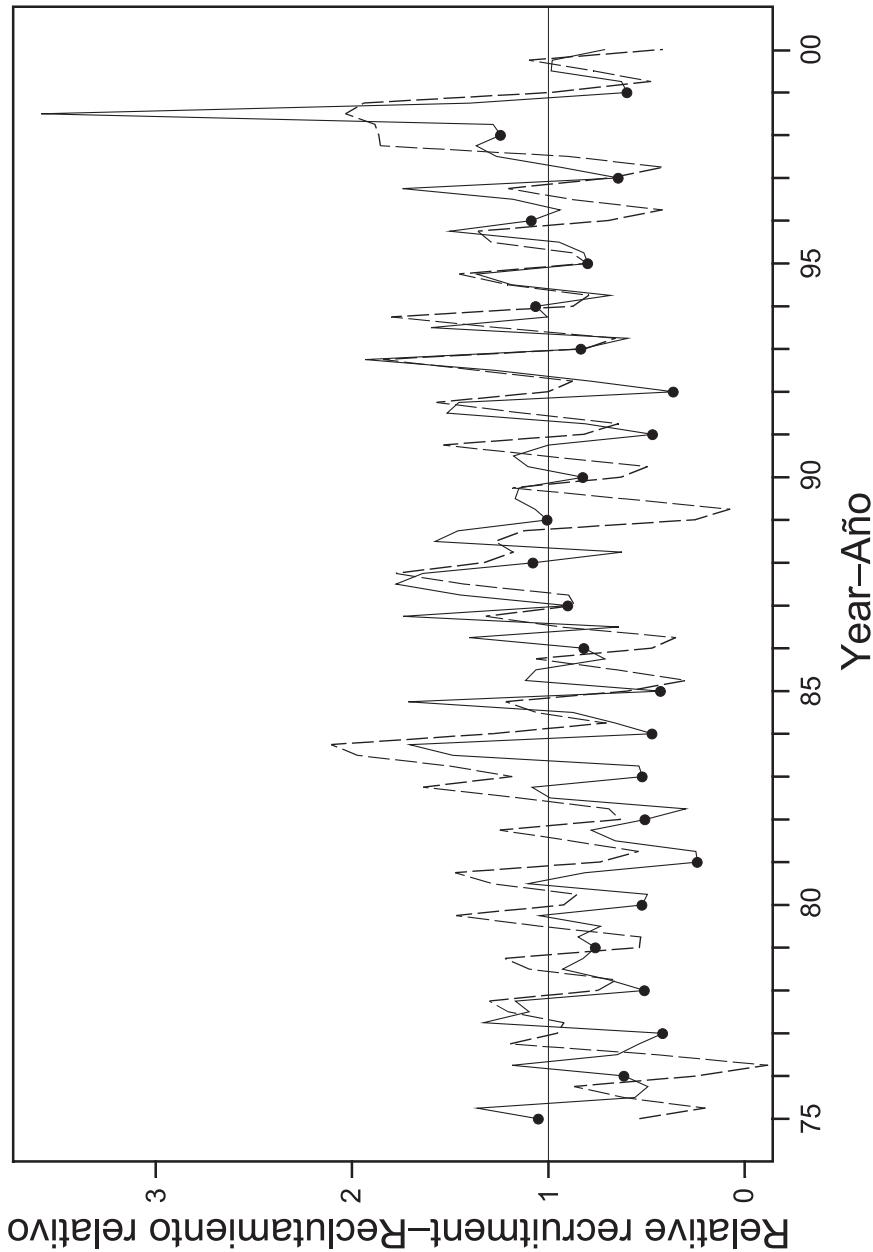


FIGURE 35. Time series of estimated relative recruitment for yellowfin (solid line) and relative SST (dashed line).

FIGURA 35. Series de tiempo de reclutamiento relativo estimado de aleta amarilla (línea sólida) y TSM relativa (línea de trazos).

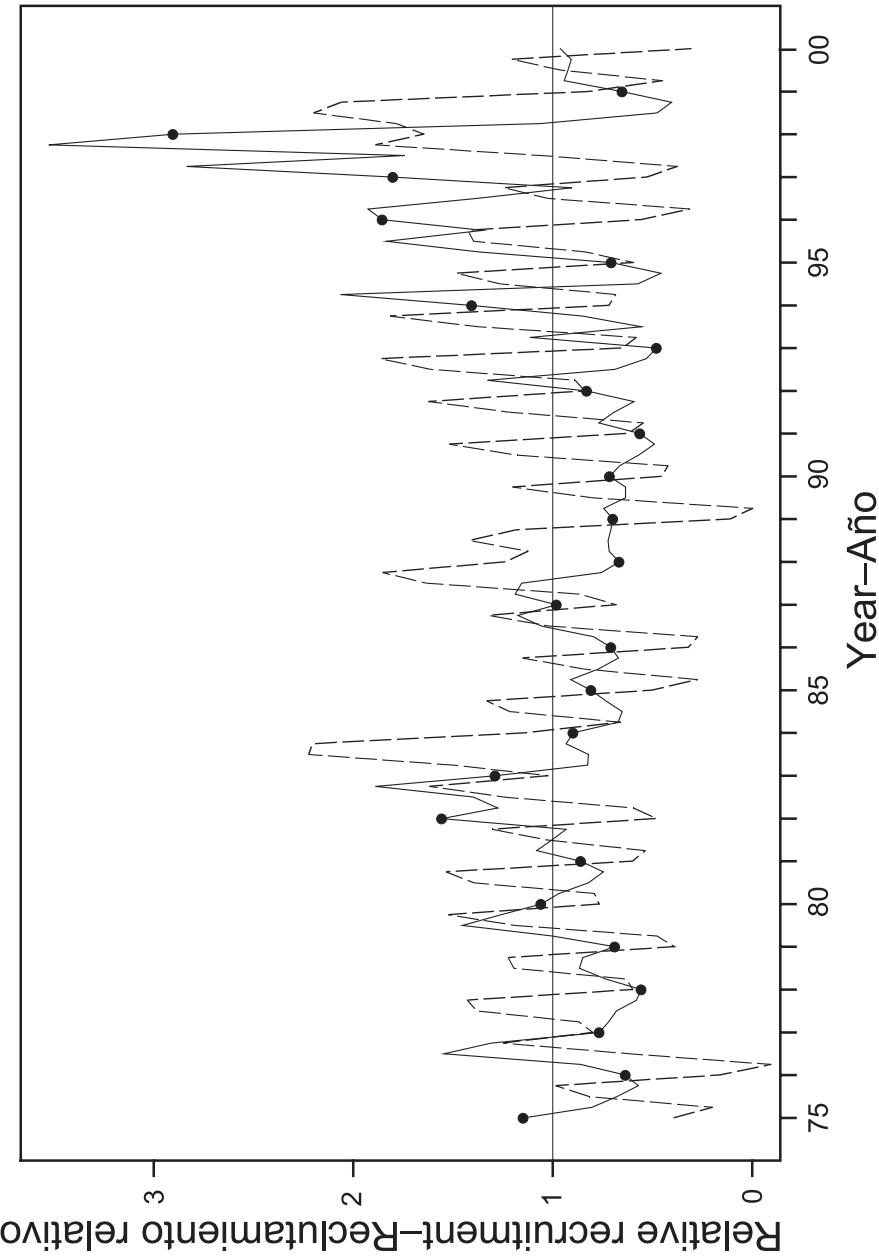


FIGURE 36. Time series of estimated relative recruitment for bigeye (solid line) and relative SST (dashed line).
FIGURA 36. Series de tiempo de reclutamiento relativo estimado de patudo (línea sólida) y TSM relativa (línea de trazos)

TABLE 1. Fisheries defined by the IATTC staff for the stock assessment of yellowfin tuna in the EPO. PS = purse seine; LP = pole and line; LL = longline; FLT = sets on floating objects; UNA = sets on unassociated fish; DOL = sets on dolphins. The sampling areas are shown in Figure 1, and discards are described in Section 2.4.3.

TABLA 1. Pesquerías definidas por el personal de la CIAT para la evaluación de la población de atún aleta amarilla en el OPO. PS = red de cerco; LP = red de cerco; LL = palangre; FLT = lanceas sobre objetos flotantes; UNA = lances sobre atunes no asociados; DOL = lances sobre delfines. En la Figura 1 se ilustran las zonas de muestreo, y en la Sección 2.4.3 se describen los descartes.

Fishery	Gear type	Set type	Sampling areas		Catch data	
			Years	Zonas de muestreo		Datos de captura
1	PS	FLT	1975-1999	11-12		
2	PS	FLT	1975-1999	7, 9	landings + discards from inefficiencies in fishing process	
3	PS	FLT	1975-1999	5-6, 13	descargas + descartes por ineficiencias en el proceso de pesca	
4	PS	FLT	1975-1999	1-4, 8, 10		
5	PS	UNA	1993-1999	1-4, 8, 10		
6	PS	UNA	1975-1989	5-7, 9, 11-13		
7	PS	DOL	1990-1999	2-3, 10	landings + discards	
8	PS	DOL	1975-1999	1, 4-6, 8, 13	descargas + descartes	
9	PS	DOL	1975-1999	7, 9, 11-12		
10	LP		1975-1999	1-13	landings only	
11	LL		1975-1999	N of-de 15°N	descargas solamente	
12	LL		1975-1999	S of-de 15°N		
13	PS	FLT	1993-1999	11-12	Fishery 1—Pesquería 1	discards of small fish from size sorting
14	PS	FLT	1993-1999	7, 9	Fishery 2—Pesquería 2	the catch
15	PS	FLT	1993-1999	5-6, 13	Fishery 3—Pesquería 3	descartes de pescado pequeño por
16	PS	FLT	1993-1999	1-4, 8, 10	Fishery 4—Pesquería 4	clasificación de capturas por tamaño

TABLE 2. Fisheries defined by the IATTC staff for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO. PS = purse seine; LP = pole and line; LL = longline; FLT = sets on floating objects; UNA = sets on unassociated fish; DOL = sets on dolphins. The sampling areas are shown in Figure 2, and discards are described in Section 2.4.3.

TABLA 2. Pesquerías definidas por el personal de la CIAT para la evaluación de la población de atún patudo en el OPO. PS = red de cerco; LP = cañero; LL = lances sobre objetos flotantes; UNA = lances sobre atunes no asociados; DOL = lances sobre delfines. En la Figura 2 se ilustran las zonas de muestreo, y en la Sección 2.4.3 se describen los descartes.

Fishery	Gear type	Set type	Years	Sampling areas		Catch data
				Tipos de arte	Tipo de lance	
1	PS	FLT	1975-1992	1-13	landings only—descargas solamente	
2	PS	FLT	1993-1999	11-12		
3	PS	FLT	1993-1999	7, 9	landings + discards from inefficiencies in fishing process	
4	PS	FLT	1993-1999	5-6, 13	descargas + descartes por inefficiencias en el proceso de pesca	
5	PS, LP	FLT	1993-1999	1-4, 8, 10		
6	PS, LP	UNA, DOL	1975-1989	1-13	landings only—descargas solamente	
7	PS, LP	UNA, DOL	1990-1999	1-13	landings + discards from inefficiencies in fishing process	
8	LL		1975-1999	N of-de 15°N	descargas + descartes por inefficiencias en el proceso de pesca	
9	LL		1975-1999	S of-de 15°N	landings only—descargas solamente	
10	PS	FLT	1993-1999	11-12	Fishery 2—Pesquería 2	discards of small fish from size-sorting
11	PS	FLT	1993-1999	7, 9	Fishery 3—Pesquería 3	the catch
12	PS	FLT	1993-1999	5-6, 13	Fishery 4—Pesquería 4	descartes de pescado pequeño por
13	PS	FLT	1993-1999	1-4, 8, 10	Fishery 5—Pesquería 5	clasificación de capturas por tamaño

TABLE 5. Biological parameters for yellowfin.

TABLA 5. Parámetros biológicos para el aleta amarilla.

Age (quarters)	Natural mortality	Mean length at age (cm)	Standard deviation of length at age	Maturity	Percent female
Edad (trimesters)	Mortalidad natural	Talla media a edad (cm)	Desviación estándar de talla a edad	Madurez	Porcentaje hembra
1	0.5000	32.86	4.00	0.0000	0.5000
2	0.4400	40.63	4.46	0.0000	0.5000
3	0.3800	49.29	4.86	0.0002	0.5000
4	0.3200	58.70	5.22	0.0066	0.5000
5	0.2600	66.95	5.55	0.0620	0.4999
6	0.2000	80.65	5.83	0.2207	0.4999
7	0.2000	92.86	6.09	0.4418	0.4997
8	0.2000	103.75	6.32	0.6407	0.4993
9	0.2000	113.44	6.52	0.7809	0.4983
10	0.2000	122.09	6.70	0.8683	0.4960
11	0.2100	129.79	6.86	0.9200	0.4908
12	0.2392	136.65	7.01	0.9502	0.4789
13	0.2651	142.77	7.14	0.9681	0.4532
14	0.2851	148.22	7.25	0.9790	0.4027
15	0.2969	153.08	7.35	0.9857	0.3193
16	0.2992	157.41	7.44	0.9901	0.2151
17	0.2921	161.27	7.52	0.9930	0.1219
18	0.2777	164.71	7.60	0.9949	0.0605
19	0.2596	167.78	7.66	0.9963	0.0278
20	0.2417	170.51	7.72	0.9973	0.0123
21	0.2267	172.94	7.77	0.9980	0.0053
22	0.2158	175.11	7.81	0.9985	0.0023
23	0.2086	177.05	7.85	0.9989	0.0010
24	0.2044	178.77	7.89	0.9993	0.0004
25	0.2021	180.31	7.92	0.9995	0.0002
26	0.2009	181.67	7.95	0.9997	0.0001
27	0.2004	182.89	7.98	0.9999	0.0000
28	0.2002	183.98	8.00	1.0000	0.0000

TABLE 6. Biological parameters for bigeye.

TABLA 6. Parámetros biológicos para el patudo.

Age (quarters)	Natural mortality	Mean length at age (cm)	Standard deviation of length at age	Maturity	Percent female
Edad (trimesters)	Mortalidad natural	Talla media a edad (cm)	Desviación estándar de talla a edad	Madurez	Porcentaje hembra
1	0.2209	30.00	4.00	0	0.4000
2	0.1953	37.52	4.12	0	0.4000
3	0.1817	42.84	4.23	0	0.4000
4	0.1717	46.41	4.33	0	0.4000
5	0.1572	53.25	4.43	0	0.4000
6	0.1408	61.53	4.53	0	0.4000
7	0.1259	69.40	4.62	0	0.4000
8	0.1123	76.87	4.70	0	0.4000
9	0.1000	83.96	4.78	0	0.4000
10	0.1110	90.70	4.86	0	0.4000
11	0.1206	97.09	4.93	1	0.3934
12	0.1286	103.17	5.00	1	0.3810
13	0.1347	108.94	5.07	1	0.3635
14	0.1391	114.42	5.13	1	0.3417
15	0.1416	119.62	5.19	1	0.3165
16	0.1424	124.56	5.24	1	0.2888
17	0.1418	129.26	5.30	1	0.2596
18	0.1399	133.71	5.35	1	0.2299
19	0.1372	137.94	5.40	1	0.2006
20	0.1338	141.96	5.44	1	0.1725
21	0.1301	145.78	5.49	1	0.1463
22	0.1262	149.40	5.53	1	0.1224
23	0.1225	152.85	5.57	1	0.1012
24	0.1190	156.12	5.60	1	0.0827
25	0.1158	159.22	5.64	1	0.0668
26	0.1130	162.17	5.67	1	0.0535
27	0.1105	164.97	5.71	1	0.0425
28	0.1085	167.63	5.74	1	0.0335
29	0.1067	170.15	5.76	1	0.0262
30	0.1053	172.55	5.79	1	0.0204
31	0.1042	174.83	5.82	1	0.0158
32	0.1033	176.99	5.84	1	0.0122
33	0.1025	179.04	5.87	1	0.0093
34	0.1020	180.99	5.89	1	0.0071
35	0.1015	182.84	5.91	1	0.0054
36	0.1011	184.60	5.93	1	0.0041
37	0.1009	186.27	5.95	1	0.0031
38	0.1007	187.86	5.97	1	0.0024
39	0.1005	189.37	5.98	1	0.0018
40	0.1004	190.80	6.00	1	0.0013

TABLE 7a. General description of model parameters.

Parameters	Yellowfin	Bigeye
Recruitment to the fishery in every quarter from the first quarter of 1975 through the last quarter of 1999 (includes estimation of virgin recruitment, stock recruitment steepness, seasonal effect, environmental effect, and recruitment anomalies)	Estimated (no stock-recruitment relationship used [steepness = 1], seasonal effect not used), $k = 2$ quarters	
Quarterly catchability coefficients for each fishery (includes estimation of technological and behavioral effects, environmental effects, seasonal effects, and random effects)	Estimated (seasonal effect not used, technological and behavioral effects and environmental effects not estimated for discard fisheries)	Estimated (seasonal effect not used, technological and behavioral effects and environmental effects not estimated for discard or bigeye longline fisheries)
Selectivity	Estimated (discard fisheries have an assumed selectivity curve)	
Initial population size and age-structure (includes recruitment deviations, initial fishing mortality modifier)	Estimated (fishing mortality modifier fixed at 1)	
Natural mortality at age	Fixed (Figure 7)	Fixed (Figure 8)
Mean length at age	Fixed except for the first 4 age-classes (Table 5)	Growth rate fixed, other parameters estimated (Table 6)
Variation in length at age	Fixed (Table 5)	Fixed (Table 6)
Maturity of females at age	Fixed (Table 5)	Fixed (Table 6)
Sex ratio	Fixed (Table 5)	Fixed (Table 6)

TABLA 7b. Descripción general de los parámetros del modelo.

Parámetros	Aleta amarilla	Patudo
Reclutamiento a la pesquería en cada trimestre desde el primer trimestre de 1975 hasta el último de 1999, inclusive (incluye estimación del reclutamiento virgen, inclinación del reclutamiento a la población, efecto estacional, efecto ambiental, y anomalías del reclutamiento)	Estimado (sin uso de relación población-reclutamiento [inclinación = 1], efecto estacional no usado), $k = 2$ trimestres	
Coefficientes trimestrales de capturabilidad para cada pesquería (incluye estimación de efectos tecnológicos y de comportamiento, ambientales, estacionales, y aleatorios)	Estimados (efectos estacionales no usados, efectos tecnológicos y de comportamiento y comportamiento y efectos ambientales no estimados para pesquerías de descarte)	Estimados (efectos estacionales no usados, efectos tecnológicos y de comportamiento y efectos ambientales no estimados para pesquerías de descarte ni palangreras de patudo)
Selectividad	Estimada (pesquerías de descarte tienen curva supuesta de selectividad)	
Tamaño y estructura por edad iniciales de la población (incluye desviaciones del reclutamiento, modificador de mortalidad por pescado inicial)	Estimados (modificador de mortalidad por pescado fijado en 1)	
Mortalidad natural a edad	Fija (Figura 7)	Fija (Figura 8)
Talla media a edad	Fija excepto para las 4 primeras clases de edad (Tabla 5)	Tasa de crecimiento fija, otros parámetros estimados (Tabla 6)
Variación en talla a edad	Fija (Tabla 5)	Fija (Tabla 6)
Madurez de hembras a edad	Fija (Tabla 5)	Fija (Tabla 6)
Proporción de sexos	Fija (Tabla 5)	Fija (Tabla 6)

TABLE 8. Estimates of the AMSY, and its associated quantities, for yellowfin obtained by assuming that each fishery maintains its current pattern of age-specific selectivity (Section 4.4) and that each fishery is the only fishery operating in the EPO. The estimates of the AMSY, B_{AMSY} , and S_{AMSY} are in metric tons.

TABLA 8. Estimaciones del RMSP, y sus cantidades asociadas, obtenidas suponiendo que cada pesquería mantiene su patrón actual de selectividad por edad (Sección 4.4) y que cada pesquería es la única operando en el OPO. Se expresan las estimaciones de RMSP, B_{RMSP} , y S_{RMSP} en toneladas métricas.

Fishery	AMSY	B_{AMSY}	S_{AMSY}	$B_{\text{AMSY}}/B_{F=0}$	$S_{\text{AMSY}}/S_{F=0}$
Pesquería	RMSP	B_{RMSP}	S_{RMSP}	$B_{\text{RMSP}}/B_{F=0}$	$S_{\text{RMSP}}/S_{F=0}$
1	202,022	212,068	48,166	0.18	0.15
2	133,169	91,045	22,302	0.08	0.07
3	136,623	103,285	24,727	0.09	0.07
4	137,599	95,275	23,020	0.08	0.07
5	175,728	140,608	29,431	0.12	0.09
6	194,436	200,326	45,597	0.17	0.14
7	308,073	379,376	103,009	0.33	0.31
8	288,154	334,341	86,234	0.29	0.26
9	336,621	473,649	140,527	0.41	0.42
10	137,735	33,844	8,300	0.03	0.03
11	343,832	472,886	138,692	0.41	0.42
12	351,000	428,893	118,021	0.37	0.36

TABLE 9. Estimates of the AMSY, and its associated quantities, for bigeye obtained by assuming that each fishery maintains its current pattern of age-specific selectivity (Section 4.4) and that each fishery is the only fishery operating in the EPO. The estimates of the AMSY, B_{AMSY} , and S_{AMSY} are in metric tons.

TABLA 9. Estimaciones del RMSP, y sus cantidades asociadas, obtenidas suponiendo que cada pesquería mantiene su patrón actual de selectividad por edad (Sección 4.4) y que cada pesquería es la única operando en el OPO. Se expresan las estimaciones de RMSP, B_{RMSP} , y S_{RMSP} en toneladas métricas.

Fishery	AMSY	B_{AMSY}	S_{AMSY}	$B_{\text{AMSY}}/B_{F=0}$	$S_{\text{AMSY}}/S_{F=0}$
Pesquería	RMSP	B_{RMSP}	S_{RMSP}	$B_{\text{RMSP}}/B_{F=0}$	$S_{\text{RMSP}}/S_{F=0}$
1	81,000	186,000	22,000	0.23	0.20
2	56,000	148,000	16,000	0.18	0.14
3	63,000	155,000	16,000	0.19	0.14
4	77,000	176,000	19,000	0.21	0.17
5	54,000	145,000	15,000	0.18	0.13
6	91,000	178,000	18,000	0.22	0.16
7	99,000	277,000	49,000	0.33	0.45
8	112,000	221,000	30,000	0.27	0.27
9	120,000	247,000	39,000	0.30	0.35

TABLE 10. AMSY and related quantities for yellowfin during three different periods, used to calculate average recruitment.
TABLA 10. RMSP y cantidades relacionadas para aleta amarilla durante tres períodos distintos, usados para calcular el reclutamiento medio.

		1975-1999	1975-1984	1985-1999
AMSY	RMSP	235,685	186,120	269,730
B_{MSY}	B_{RMS}	306,047	241,684	350,255
S_{MSY}	S_{RMS}	83,464	65,911	95,520
$C_{1999}/AMSY$	$C_{1999}/RMSP$	1.43	1.80	1.25
B_{2000}/B_{AMSY}	B_{2000}/B_{RMSP}	1.56	1.98	1.36
S_{2000}/S_{AMSY}	S_{2000}/S_{RMSP}	1.52	1.92	1.33

TABLE 11. Summary of the outcomes from 100 simulations for yellowfin using the scenarios described in Sections 6.1 and 6.2. “Quantiles” identify the levels at which 20%, 50%, and 80% of the predicted outcomes are less than or equal to the value provided in the table. The 50% quantile is equal to the median.

TABLA 11. Resumen de los resultados de 100 simulaciones para aleta amarilla usando los escenarios descritos en las Secciones 6.1 y 6.2. Los “cuantiles” identifican los niveles a los cuales el 20%, 50%, y 80% de los resultados predichos son menores o iguales al valor en la tabla. El cuantil de 50% equivale a la mediana.

Quantile	75% surface effort	Average surface effort	Average surface effort, no discards	125% surface effort
Cuantil	75% del esfuerzo de superficie	Esfuerzo de superficie medio	Esfuerzo de superficie medio, sin descartes	125% del esfuerzo de superficie
SBR for fourth quarter of 2004-SBR para el cuarto trimestre de 2004				
20%	0.29	0.21	0.22	0.16
50%	0.34	0.23	0.24	0.18
80%	0.38	0.26	0.28	0.20
Average weight (kg) of fish in the combined catch during the fourth quarter of 2004- Peso medio (kg) de los peces en la captura combinada durante el cuarto trimestre de 2004				
20%	12.0	9.6	11.3	8.5
50%	13.2	10.7	12.1	9.4
80%	14.5	11.8	13.2	10.3
Median of quarterly catches (mt) by the primary surface fleet (Fisheries 1-10) during 2004- Mediana de las capturas trimestrales (tm) por la flota primaria de superficie (Pesquerías 1-10) durante 2004				
20%	55,031	55,201	57,589	56,881
50%	62,634	61,138	63,508	61,503
80%	70,432	68,870	71,264	70,969
Median of quarterly catches, in thousands of fish, by the longline fleet (Fisheries 11 and 12) during 2004- Mediana de las capturas trimestrales, en miles de peces, por la flota palangrera (Pesquerías 11 y 12) durante 2004				
20%	61	40	41	30
50%	69	46	48	34
80%	78	52	53	38

TABLE 12. Summary of the outcomes from 100 simulations for bigeye using the scenarios described in Sections 6.1 and 6.2. “Quantiles” identify the levels at which 20%, 50%, and 80% of the predicted outcomes are less than or equal to the value provided in the table. The 50% quantile is equal to the median.

TABLA 12. Resumen de los resultados de 100 simulaciones para patudo usando los escenarios descritos en las Secciones 6.1 y 6.2. Los “cuantiles” identifican los niveles a los cuales el 20%, 50%, y 80% de los resultados predichos son menores o iguales al valor en la tabla. El cuantil de 50% equivale a la mediana.

Quantile	75% surface effort	Average surface effort	Average surface effort, no discards	125% surface effort
Cuantil	75% del esfuerzo de superficie	Esfuerzo de superficie medio	Esfuerzo de superficie medio, sin descartes	125% del esfuerzo de superficie
SBR for fourth quarter of 2004-SBR para el cuarto trimestre de 2004				
20%	0.51	0.44	0.52	0.39
50%	0.58	0.50	0.58	0.45
80%	0.64	0.55	0.66	0.51
Average weight (kg) of fish in the combined catch during the fourth quarter of 2004- Peso medio (kg) de los peces en la captura combinada durante el cuarto trimestre de 2004				
20%	12.1	9.6	20.6	8.0
50%	13.4	10.8	23.0	9.4
80%	15.2	12.5	24.1	10.8
Median of quarterly catches (mt) by the primary surface fleet (Fisheries 2-5 and 7) during 2004- Mediana de las capturas trimestrales (tm) por la flota primaria de superficie (Pesquerías 2-5 y 7) durante 2004				
20%	5,528	6,425	7,382	7,414
50%	5,912	7,088	8,156	8,066
80%	6,380	7,673	9,141	8,907
Median of quarterly catches, in thousands of fish, by the longline fleet (Fisheries 8 and 9) during 2004- Mediana de las capturas trimestrales, en miles de peces, por la flota palangrera (Pesquerías 8 y 9) durante 2004				
20%	260	232	255	208
50%	278	246	274	221
80%	295	262	297	240

TABLE 13. Results from the hypothesis tests. The Posterior Bayes factor indicates the test that the basecase model (1) is a significant improvement over the model that is associated with that row.

TABLA 13. Resultados de las pruebas de hipótesis. El factor Posterior de Bayes indica la prueba que el modelo de caso base (1) es significativamente mejor que el modelo asociado con esa fila.

Model	-ln(likelihood)	Parameters	AIC	BIC	Posterior Bayes factor
Modelo	-ln(verosimilitud)	Parámetros	AIC	BIC	Factor Posterior de Bayes
1	-767257	2742	-1529030.6	-1501219.0	
2	-767252	2741	-1529022.7	-1501221.2	0.010058
3	-766895	2641	-1528508.2	-1501721.0	0.000000
4	-767260	2743	-1529033.2	-1501211.4	7.066932
5	-767261	2744	-1529033.6	-1501201.7	17.04323
6	-767259	2744	-1529030.9	-1501199.0	4.275721
7	-767249	2741	-1529015.9	-1501214.5	0.000343

TABLE 14a. Estimable parameters. A check mark (✓) indicates that the parameter (or set of parameters) is estimated for that species. NA: not applicable.

Parameter	Number estimated	YFT	BET	Description
R_0	1	✓	✓	Virgin recruitment
h	1	1	1	Steepness of the stock-recruitment relationship
ε_t^R	N times*	✓	✓	Temporal deviation in recruitment for time t
c_1^R	1	0	0	Amplitude of the seasonal effect on recruitment
c_2^R	1	NA	NA	Phase of the seasonal effect on recruitment
β^R	1	✓	✓	Parameter relating temperature to recruitment
ε_a^I	$A \cdot \varphi + 1$	✓	✓	Recruitment deviations used to generate the initial age-structure
ϖ	1	1	1	Initial fishing mortality rate modifier
$q_{1,g}$	N fisheries	✓	✓	Catchability coefficient in the first time period for fishery g
$\varepsilon_{t,g}^q$	Table 18	✓	✓	Permanent temporal deviation in the catchability coefficient in time t for fishery g
c_1^q	1	0	0	Amplitude of the seasonal effect on catchability
c_2^q	1	NA	NA	Phase of the seasonal effect on catchability
β_g^q	N gears	✓	✓	Parameter relating temperature to catchability for gear g
$\varepsilon_{t,g}^E$	Table 19	✓	✓	Temporal deviation in the effort-fishing mortality relationship in time t for fishery g
δ	1	1	1	Scalar for the variance of the catch-at-length likelihood
$s_{g,a}$	Table 20	✓	✓	Selectivity of an age a fish for fishery g (note that one of these will be set to 1)
μ_a	A_G	✓	✓	Mean length of an age a fish (used for the first few ages)
ρ	1	0.8912	0.9497	The Brody growth coefficient
L_I	1	-6.748	✓	Mean length of an age-1 fish
L_A	1	183.98	✓	Mean length of a fish of the maximum age
σ_l^L	1	4	4	Standard deviation of the length distribution for age-1 fish
σ_A^L	1	8	6	Standard deviation of the length distribution for fish of the maximum age
M_a	A	Fig. 7	Fig. 6	Natural mortality for age a

* N times = N years \times N months or N years \times N quarters

TABLA 14b. Parámetros estimables. ✓ señala que el parámetro (o conjunto de parámetros) es estimado para esa especie. NA: no aplicable.

Parámetro	Número estimado	YFT	BET	Descripción
R_0	1	✓	✓	Reclutamiento virgen
h	1	1	1	Inclinación de la relación población-reclutamiento
ε_t^R	N veces*	✓	✓	Desviación temporal en el reclutamiento para el tiempo t
c_1^R	1	0	0	Amplitud del efecto estacional sobre el reclutamiento
c_2^R	1	NA	NA	Fase del efecto estacional sobre el reclutamiento
β^R	1	✓	✓	Parámetro relacionando temperatura con reclutamiento
ε_a^I	$A - \varphi + 1$	✓	✓	Desviaciones del reclutamiento usadas para generar la estructura de edades inicial
ϖ	1	1	1	Modificador de la tasa inicial de mortalidad por pesca
$q_{1,g}$	N pesquerías	✓	✓	Coeficiente de capturabilidad en el primer período de tiempo para la pesquería g
$\varepsilon_{t,g}^q$	Tabla 18	✓	✓	Desviación temporal permanente en el coeficiente de capturabilidad en el tiempo t para la pesquería g
c_1^q	1	0	0	Amplitud del efecto estacional sobre capturabilidad
c_2^q	1	NA	NA	Fase del efecto estacional sobre capturabilidad
β_g^q	N artes	✓	✓	Parámetro relacionando temperatura con capturabilidad para el arte g
$\varepsilon_{t,g}^E$	Tabla 19	✓	✓	Desviación temporal en la relación esfuerzo-mortalidad por pesca en tiempo t para la pesquería g
δ	1	1	1	Escalar para la varianza de la verosimilitud de captura a talla
$s_{g,a}$	Tabla 20	✓	✓	Selectividad de un pez de edad a en la pesquería g (nótese que se fijará uno de éstos en 1)
μ_a	A_G	✓	✓	Talla media de un pez de edad a (usado para las primeras pocas edades)
ρ	1	0.8912	0.9497	Coeficiente de crecimiento de Brody
L_I	1	-6.748	✓	Talla media de un pez de edad 1
L_A	1	183.98	✓	Talla media de un pez de edad máxima
σ_1^L	1	4	4	Desviación estándar de la distribución de tallas para peces de edad 1
σ_A^L	1	8	6	Desviación estándar de la distribución de tallas para peces de edad máxima
M_a	A	Fig. 7	Fig. 6	Mortalidad natural para la edad a

* N veces = N años x N meses o N años x N trimestres

TABLE 15a. Fixed parameters. NA: not applicable.

Parameter	Yellowfin	Bigeye	Description
A	Quarters		Maximum age used in the model to accumulate all older fish
	28	40	
ϕ	8 quarters		Number of time periods over which to average the fishing mortality rate used to calculate the initial population size
b_i	$1.387 \cdot 10^{-5}$	$3.661 \cdot 10^{-5}$	Length-weight relationship scalar parameter
b_{ii}	3.086	2.90182	Length-weight relationship exponent parameter
L_{min}	1.5		Smallest length-class (mid point)
L_{max}	287.5		Largest length-class (mid point)
v	4 quarters		Number of time periods in a year
φ	10 quarters		Maximum age to estimate individual recruitment deviations in the creation of the initial age structure
W	1		Width of a length-class bin
$CV^{R,UB}$	NA	0.6	Upper bound to constrain the coefficient of variation of the logarithm of recruitment
w_{dis}	2.5 kg		Upper bound of the weight of a discard
$F^{i,UB}$	1		Upper bound for the fishing mortality in the initial year
F^{UB}	NA	1	Upper bound for fishing mortality for any age and any year
F^{LB}	0.01		Lower bound for fishing mortality summed over a year
L_A^{UB}	NA	190.1308937	Upper bound for the mean length at the maximum age
A_G	4 quarters		Maximum age for estimating individual mean length parameters
m_a	Table 5	Table 6	Female maturity at age
r_a	Table 5	Table 6	Proportion female in the population at age

TABLE 15b. Parámetros fijos. NA: no aplicable.

Parámetro	Aleta amarilla	Patudo	Descripción
A	Trimestres		Edad máxima usada en el modelo para acumular todos los peces mayores
	28	40	
ϕ	8 trimestres		Número de períodos de tiempo para promediar la tasa de mortalidad de pesca usados para calcular el tamaño inicial de la población
b_i	$1.387 \cdot 10^{-5}$	$3.661 \cdot 10^{-5}$	Parámetro escalar para la relación talla-peso
b_{ii}	3.086	2.90182	Parámetro exponencial para la relación talla-peso
L_{min}	1.5		Clase de talla más pequeña (punto medio)
L_{max}	287.5		Clase de talla más grande (punto medio)
v	4 trimestres		Número de períodos de tiempo en un año
φ	10 trimestres		Edad máxima para estimar desviaciones individuales de reclutamiento en la creación de la estructura de edad inicial
W	1		Ancho de un intervalo de clase de talla
$CV^{R,UB}$	NA	0.6	Límite superior para constreñir el coeficiente de variación del logaritmo de reclutamiento
w_{dis}	2.5 kg		Límite superior del peso de un descarte
$F^{i,UB}$	1		Límite superior de la mortalidad por pesca en el año inicial
F^{UB}	NA	1	Límite superior de la mortalidad por pesca para cualquier edad y cualquier año
F^{LB}	0.01		Límite inferior de la mortalidad por pesca sumada para un año
L_A^{UB}	NA	190.1308937	Límite superior de la talla media a la edad máxima
A_G	4 trimestres		Edad máxima para estimar parámetros individuales de talla media
m_a	Table 5	Table 6	Madurez de hembras a edad
r_a	Table 5	Table 6	Proporción de hembras en la población por edad

TABLA 16a. Likelihood and penalty weights.

Parameter	Yellowfin	Bigeye	Description
σ^R	0.6		Standard deviation of the logarithms of the temporal anomalies in recruitment
σ^i	1.2		Standard deviation of the logarithms of the anomalies in recruitment used to create the initial age-structure
$\sigma_{t,g}^C$	0.07		Standard deviation for the catch likelihood, the same value is used for all time periods and fisheries
$\sigma_{t,g}^q$	0.035	0.14	Standard deviation for the prior on catchability deviations
S_{max}	10		Maximum sample size used for the length-frequency likelihood
$\lambda_g^{s,1}$	Table 21		Weighting factor for the first difference selectivity curvature penalty
$\lambda_g^{s,2}$	Table 21		Weighting factor for the second difference selectivity curvature penalty
$\lambda_g^{s,3}$	Table 21		Weighting factor for the third difference selectivity curvature penalty
ψ_g	Table 21		Weighting factor for the length effect of the first difference selectivity curvature penalty
ω_g	Table 22	*	Standard deviation scalar for the effort-fishing mortality relationship prior
ς_g	Table 22		Minimum bound for the standard deviation scalar of the effort-fishing mortality relationship prior
$\lambda_g^{s=1}$	100		Penalty that the selectivities average to one
$\lambda_g^{s,\text{mon}}$	Table 16		Penalty that the selectivity is monotonic
$\lambda^{R,CV}$	0	1,000	Penalty if the CV of the logarithm of the recruitment is greater than $CV^{R,UB}$
$\lambda^{E,\text{ave}=1}$	100		Penalty that the effort deviations average to one for each gear
λ^{LA}	NA	1	Penalty that the mean length at the maximum age is above the upper bound
$\lambda^{G,\text{mon}}$	100		Penalty that the growth is monotonic increasing
$\lambda^{G,\text{dis}}$	0	10	Penalty that the mean length of the smallest age must be less than the length of a fish of the upper bound of the discard weight w_{dis}
$\lambda^{F,J}$	10		Penalty if the fishing mortality rate for the initial population goes above $F_{i,UB}$
$\lambda_g^{F,UB}$	0	100	Penalty if the fishing mortality rate for any quarter or age goes above F^{UB}
$\lambda_g^{F,LB}$	1,000		Penalty if the sum of the fishing mortality rates in any year goes below F^{LB}

* uses the minimum bound as the standard deviation for all effort levels

TABLA 16b. Ponderaciones asignadas a verosimilitudes y penalidades.

Parámetro	Aleta amarilla	Patudo	Descripción
σ^R	0.6		Desviación estándar de los logaritmos de las anomalías temporales en el reclutamiento
σ^I	1.2		Desviación estándar de los logaritmos de las anomalías temporales en el reclutamiento usada para crear la estructura de edad inicial
$\sigma_{t,g}^C$	0.07		Desviación estándar de la verosimilitud de captura, se usa el mismo valor para todos los períodos y pesquerías
$\sigma_{t,g}^q$	0.035	0.14	Desviación estándar de la distribución previa de las desviaciones de capturabilidad
S_{max}	10		Tamaño máximo de muestra usada para la verosimilitud de la frecuencia de talla
$\lambda_g^{s,1}$	Tabla 21		Factor de ponderación para la primera diferencia de la penalidad por curvatura
$\lambda_g^{s,2}$	Tabla 21		Factor de ponderación para la segunda diferencia de la penalidad por curvatura
$\lambda_g^{s,3}$	Tabla 21		Factor de ponderación para la tercera diferencia de la penalidad por curvatura
ψ_g	Tabla 21		Factor de ponderación para el efecto de talla de la primera diferencia de la penalidad por curvatura
ω_g	Tabla 22	*	Escalar de desviación estándar de la distribución previa de la relación esfuerza-mortalidad por pesca
ζ_g	Tabla 22		Límite inferior del escalar de desviación estándar de la distribución previa de la relación esfuerza-mortalidad por pesca
$\lambda_g^{s=1}$	100		Penalidad para que el promedio de las selectividades sea 1
$\lambda_g^{s,mon}$	Tabla 16		Penalidad para que la selectividad sea monotónica
$\lambda^{R,CV}$	0	1,000	Penalidad si el CV del logaritmo del reclutamiento es mayor que $CV^{R,UB}$
$\lambda^{E,ave=1}$	100		Penalidad para que el promedio de las desviaciones de esfuerzo para cada arte sea 1
λ^{LA}	NA	1	Penalidad para que la talla media de la edad máxima esté por encima del límite superior
$\lambda^{G,mon}$	100		Penalidad para que el crecimiento aumente monotónicamente
$\lambda^{G,dis}$	0	10	Penalidad para que la talla media de la edad más baja sea mayor que la talla de un pez en el límite superior del peso de descarte w_{dis}
$\lambda^{F,i}$	10		Penalidad si la tasa de mortalidad por pesca para la población inicial rebasa $F^{i,UB}$
$\lambda_g^{F,UB}$	0	100	Penalidad si la tasa de mortalidad por pesca para cualquier trimestre o edad rebasa F^{UB}
$\lambda_g^{F,LB}$	1,000		Penalidad si la suma de las tasas de mortalidad por pesca en cualquier año disminuye a menos de F^{LB}

* use el límite inferior como la desviación estándar para todos los niveles de esfuerzo

TABLE 17. Data.**TABLA 17.** Datos.

Parameter Parámetro	Yellowfin Aleta amarilla	Bigeye Patudo	Description—Descripción
$E_{t,g}$	Fig. 5	Fig. 6	Effort data by time and fishery Datos de esfuerzo por tiempo y pesquería
$C_{t,g}$	Fig. 3	Fig. 4	Catch data by time and fishery Datos de captura por tiempo y pesquería
$P_{a,l}^{obs}$	Table 3 Tabla 3	Table 4 Tabla 4	Proportional length-frequency data Datos de frecuencia de talla proporcional
T_i^R	Fig. 36	Fig. 37	Temperature time series for the relationship between SST and recruitment Serie de tiempo de temperatura para la relación entre TSM y reclutamiento
$T_{t,g}^q$	*	*	Temperature time series for the relationship between SST and catchability Serie de tiempo de temperatura para la relación entre TSM y capturabilidad

* These data are not presented. – No se presentan estos datos.

TABLE 18. Catchability deviations estimated, by species, indicating the first and last quarter in which the deviations are estimated. NA: catchability deviations not estimated for that fishery.**TABLA 18.** Desviaciones de capturabilidad estimadas, por especie, señalando el primer y el último trimestre en el que se estiman las desviaciones. NA: no se estiman desviaciones de capturabilidad para esa pesquería.

Fishery Pesquería	Yellowfin—Aleta amarilla		Bigeye—Patudo	
	First quarter Primer trimestre	Last quarter Último trimestre	First quarter Primer trimestre	Last quarter Último trimestre
		Ultimo trimestre		Primer trimestre
1	2	100	2	72
2	2	100	74	100
3	2	100	74	100
4	2	100	74	100
5	2	100	74	100
6	2	100	NA	NA
7	2	100	NA	NA
8	2	100	NA	NA
9	2	100	NA	NA
10	2	100	NA	NA
11	2	96	NA	NA
12	2	96	NA	NA
13	NA	NA	NA	NA
14	NA	NA	NA	NA
15	NA	NA	NA	NA
16	NA	NA	NA	NA

TABLE 19. Effort deviations estimated, by species, indicating the first and last quarter in which the deviations are estimated.**TABLA 19.** Desviaciones de esfuerzo estimadas, por especie, señalando el primer y el último trimestre en el que se estiman las desviaciones.

Fishery Pesquería	Yellowfin—Aleta amarilla		Bigeye—Patudo	
	First quarter Primer trimestre	Last quarter Último trimestre	First quarter Primer trimestre	Last quarter Último trimestre
1	1	100	1	72
2	1	100	73	100
3	1	100	73	100
4	1	100	73	100
5	1	100	73	100
6	1	100	1	60
7	1	100	61	100
8	1	100	1	96
9	1	100	1	96
10	1	100	77	96
11	1	96	75	96
12	1	96	74	96
13	73	96	80	96
14	74	96		
15	73	96		
16	75	96		

TABLE 20. Selectivity deviations estimated.**TABLA 20.** Desviaciones de selectividad estimadas.

Fishery Pesquería	Yellowfin—Aleta amarilla		Bigeye—Patudo	
	First age Primera edad	Last age Última edad	First age Primera edad	Last age Última edad
1	1	12	2	22
2	1	10	2	22
3	1	9	2	22
4	1	10	2	22
5	2	11	2	22
6	1	12	2	24
7	1	17	2	32
8	2	17	2	32
9	2	27 ¹	2	39 ¹
10	1	9	*	*
11	3	27 ¹	*	*
12	1	27 ¹	*	*
13	*	*	*	*
14	*	*		
15	*	*		
16	*	*		

¹ shared for last ages—compartida por últimas edades

* Selectivity was not estimated for these gears.—No se estimó selectividad para estas artes.

TABLE 21. Values for the weighting factors of the selectivity curvature constraints.**TABLA 21.** Valores de los factores de ponderación de los constreñimientos de la curvatura de selectividad.

Fishery Pesquería	First Primero		Second Segundo		Third Tercero		Length Talla	
	YFT	BET	YFT	BET	YFT	BET	YFT	BET
1	1	1	0	0	1	1	-1	-1
2	1	1	0	0	1	1	-1	-1
3	1	1	0	0	1	1	-1	-1
4	1	1	0	0	1	1	-1	-1
5	1	1	0	0	1	1	-1	-1
6	1	1	0	0	1	1	-1	-1
7	1	1	0	0	1	1	-1	-1
8	1	1	0	0	1	1	-1	-1
9	1	1	0	0	1	1	-1	-1
10	1	*	0	*	1	*	-1	*
11	1	*	0	*	1	*	-1	*
12	1	*	0	*	1	*	-1	*
13	*	*	*	*	*	*	*	*
14	*		*		*		*	
15	*		*		*		*	
16	*		*		*		*	

* Selectivity is fixed for the discard fisheries (13-16).—La selectividad es fija para las pesquerías de descarte (13-16).

TABLE 22. Values for the parameters used to calculate the standard deviation used in the constraint on the effort deviations.**TABLA 22.** Valores de los parámetros usados para calcular la desviación estándar usada en el constreñimiento de las desviaciones del esfuerzo.

Fishery Pesquería	Scalar—Escalar		Minimum—Mínimo	
	YFT	BET	YFT	BET
1	3	*	0.2	0.2
2	3	*	0.2	0.2
3	3	*	0.2	0.2
4	3	*	0.2	0.2
5	1.5	*	0.2	0.2
6	1.5	*	0.2	2
7	1.5	*	0.2	2
8	1.5	*	0.2	0.2
9	1.5	*	0.2	0.2
10	3	*	0.2	2
11	4	*	0.2	2
12	4	*	0.2	2
13	3	*	2	2
14	3		2	
15	3		2	
16	3		2	

* uses the minimum bound as the standard deviation for all effort levels—usa el límite inferior como la desviación estándar para todos los niveles de esfuerzo

TABLE 23. Values for the weighting factors of the monotonic increasing constraints on selectivity.**TABLA 23.** Valores de los factores de ponderación de los constreñimientos sobre aumentos monótonicos en selectividad.

Fishery Pesquería	Yellowfin—Aleta amarilla	Bigeye—Patudo
1		
2		
3		
4		
5		
6		
7		
8		
9	1,000	1,000
10		
11	1,000	
12	1,000	
13		
14		
15		
16		

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

por

Mark N. Maunder y George M. Watters¹

RESUMEN

Describimos un análisis estadístico de captura a talla estructurado por edad, A-SCALA (del inglés *age-structured statistical catch-at-length analysis*), basado en el modelo MULTIFAN-CL de Fournier *et al.* (1998). Se aplica el análisis independientemente a las poblaciones de atunes aleta amarilla y patudo del Océano Pacífico oriental (OPO). Modelamos las poblaciones de 1975 a 1999, en pasos trimestrales. Se supone solamente una sola población para cada especie para cada análisis, pero se modelan pesquerías múltiples espacialmente separadas para tomar en cuenta diferencias espaciales en la capturabilidad y selectividad. El análisis toma en cuenta error en la relación esfuerzo-mortalidad por pesca, tendencias temporales en la capturabilidad, variación temporal en el reclutamiento, relaciones entre el medio ambiente y el reclutamiento y entre el medio ambiente y la capturabilidad, y diferencias en selectividad y capturabilidad entre pesquerías. Se ajusta el modelo a datos de captura total y a datos de captura a talla proporcional condicionados sobre esfuerzo. El método A-SCALA es un enfoque estadístico, y reconoce por lo tanto que los datos obtenidos de la pesca no representan la población perfectamente. Además, hay incertidumbre en nuestros conocimientos de la dinámica del sistema e incertidumbre sobre la relación entre los datos observados y la población real. El uso de funciones de verosimilitud nos permite modelar la incertidumbre en los datos obtenidos de la población, y la inclusión de un error de proceso estimable nos permite modelar las incertidumbres en la dinámica del sistema. El enfoque estadístico permite calcular intervalos de confianza y comprobar hipótesis. Usamos una versión bayesiana del marco de verosimilitud máxima que incluye constreñimientos distribucionales sobre la variación temporal en el reclutamiento, la relación esfuerzo-mortalidad por pesca, y la capturabilidad. Se incluyen también en la función objetivo penalidades por curvatura para los parámetros de selectividad y penalidades por tasas extremas de mortalidad por pesca. Se usa la moda de la distribución posterior conjunta como estimación de los parámetros del modelo. Se calculan los intervalos de confianza usando el método de aproximación normal. Cabe destacar que el método de estimación incluye constreñimientos y distribuciones previas y por lo tanto los intervalos de confianza son diferentes de los intervalos de confianza calculados de forma tradicional. Se calculan puntos de referencia para el ordenamiento, y se realizan proyecciones a futuro para asesorar la toma de decisiones para el ordenamiento de las poblaciones de aleta amarilla y patudo.

Palabras clave: ANÁLISIS DE CAPTURA A TALLA, ATÚN ALETA AMARILLA, ATÚN PATUDO, EVALUACIÓN DE POBLACIONES, MODELO ESTRUCTURADO POR EDAD, *THUNNUS ALBACARES*, *THUNNUS OBESUS*

1. INTRODUCCIÓN

El atún capturado en el Océano Pacífico oriental (OPO), principalmente aleta amarilla (*Thunnus albacares*), patudo (*T. obesus*) y barrilete (*Katsuwonus pelamis*), es un componente importante de la captura mundial de atún. Las capturas en el OPO abarcan una zona amplia que se extiende de 15°S a 30°N y del litoral de las Américas hasta 150°O (Watters 1999). Los atunes son capturados en el OPO con varios métodos, inclusive redes de cerco, palangres, y caña. Desde principios de la década de los 1960 los buques cerqueros han capturado la mayoría del atún en el OPO. Se usan tres métodos principales de pesca con red de cerco en el OPO; 1) sobre atunes aso-

¹ Dirección actual: NOAA, Pacific Fisheries Environmental Laboratory, Pacific Grove, California, EE.UU.

ciados con delfines (lances sobre delfines), 2) sobre atunes asociados con objetos flotantes (lances sobre objetos flotantes), y 3) sobre atunes asociados con otros peces solamente (lances no asociados). Los lances sobre objetos flotantes son realizados sobre objetos en el mar por casualidad (troncos de árboles, por ejemplo) o sobre dispositivos para agregar peces colocados en el agua con ese propósito (llamados "plantados"). La eficacia de estos tres métodos varía para las tres especies principales; los lances sobre delfines capturan principalmente aleta amarilla, los lances sobre objetos flotantes principalmente patudo y barrilete, y los no asociados principalmente aleta amarilla y barrilete. El aleta amarilla capturado en lances sobre delfines suele ser más grande que el que se captura en los dos otros tipos de lance. El patudo capturado en lances sobre objetos flotantes suele ser capturado a mayor profundidad que el barrilete. Las capturas palangreras consisten principalmente de patudo, pero contienen también cantidades importantes de aleta amarilla. Los barcos cañeros fueron importantes históricamente, pero ahora capturan tan sólo una pequeña proporción de la captura total de atunes en el OPO.

Modelos de producción excesiva (Schaefer, 1954 y 1957; Pella y Tomlinson, 1969; IATTC 1999) y estructurados por edad (IATTC 2000) han sido usados para evaluar las poblaciones de aleta amarilla y patudo en el OPO. En años recientes, el análisis de cohortes ha producido los resultados más útiles para ambas especies (IATTC 2000). Otras evaluaciones incluyen análisis detallados de datos de captura y esfuerzo (Allen y Punsly 1984; Punsly 1987; Forsbergh 1989; Punsly y Deriso 1991; Watters y Deriso 2000), análisis de rendimiento por recluta (IATTC 2000), y análisis de población-reclutamiento (IATTC 2000). Investigaciones previas señalaron que las tasas de captura (Allen y Punsly 1984, Forsbergh 1989; Joseph y Miller 1989) y reclutamiento (Fournier *et al.* 1998; Joseph y Miller 1989) de atún están relacionadas con condiciones ambientales.

Los datos disponibles para evaluar las poblaciones de atunes en el OPO consisten principalmente de datos de captura, esfuerzo, y frecuencia de talla. Los datos de captura y esfuerzo de buques de cerco y cañeros son obtenidos por el personal de la CIAT de varias fuentes, entre ellas los cuadernos de bitácora de los buques y las estadísticas de descargas, y los de buques palangreros son proporcionados por las naciones pesqueras (Japón, México, la República de Corea, y Taiwan). El personal de la CIAT toma muestras de frecuencia de talla de capturas en el OPO con red de cerco y caña durante la descarga de las mismas, y el National Research Institute of Far Seas Fisheries (NRIFSF) del Japón toma muestras similares de las capturas de buques palangreros nacionales en el OPO. Otros datos disponibles incluyen datos de liberación y recaptura de peces marcados (Bayliff 1988 y otros), conteos de anillos diarios en los otolitos (Wild 1986 y otros), datos de madurez, fecundidad y proporciones de sexos (Everett y Punsly, 1990; Hampton *et al.* 1998; Schaefer 1998; y otros).

Los datos disponibles para la evaluación de las poblaciones de atunes en el OPO mencionados en el párrafo anterior son adecuados para uso en los análisis estadísticos de captura a talla por edad recién desarrollados (Fournier *et al.* 1998, por ejemplo). Estos métodos implican el uso de un modelo estructurado por edades y supuestos sobre la distribución de las tallas a edad para predecir la distribución de tallas de la captura. Por lo tanto, a diferencia de los análisis de cohortes, que requieren datos de captura a edad, estos métodos pueden ser ajustados directamente a los datos de captura a talla. Los métodos son asimismo adecuados para especies para las cuales no existen técnicas para determinar la edad o información sobre el crecimiento. Se usan los datos de captura y esfuerzo para proveer información adicional sobre la abundancia. Estos métodos de evaluación usan un marco flexible que integra muchos tipos de datos en la evaluación, y pueden por lo tanto ser modificados para incorporar datos adicionales disponibles. Por ejemplo, se pueden usar series de tiempo ambientales para explicar cambios en reclutamiento y capturabilidad.

Desarrollamos un análisis estadístico con estructura de edades y captura a talla, A-SCALA

(del inglés *age-structured statistical catch-at-length analysis*), siguiendo el método MULTIFAN-CL de Fournier *et al.* (1998) y lo aplicamos a las poblaciones de aleta amarilla y patudo en el OPO. Se usa el análisis para estimar varios parámetros biológicos y de pesca que se usan para calcular cantidades útiles para la ordenación de la pesca, entre ellas el rendimiento máximo sostenible promedio (RMSP). Como posibles puntos de referencia, comparamos la biomasa actual con la biomasa en RMSP y el peso promedio en la captura con el peso crítico (el peso medio de un individuo de esa edad que incrementa al máximo el rendimiento por recluta). Se realizan proyecciones a futuro para determinar los efectos de cambios en el esfuerzo sobre la pesquería y el tamaño de la población.

Hace varios años que se usa la metodología A-SCALA para evaluar los atunes en el OPO. Durante este período ha sido modificada. Las evaluaciones y las modificaciones asociadas se encuentran en los Informes de Evaluación de Stocks de la CIAT posteriores al número 1 de la serie.

2. MÉTODOS

2.1. Descripción del modelo

Un modelo de dinámica de población por edad e información contenida en los datos de captura, esfuerzo, y composición por tamaño forman la base de la evaluación. A continuación se describe brevemente el método; en el Anexo A se describen los detalles técnicos y las ecuaciones. El modelo de evaluación de la población, denominado análisis estadístico de captura a talla estructurado por edad (A-SCALA), se basa en el método MULTIFAN-CL descrito por Fournier *et al.* (1998). El modelo es “estructurado por edad” porque cada clase de edad en la población es representada explícitamente en el modelo. El término “estadístico” indica que el método reconoce implícitamente que datos obtenidos de las pesquerías no representan la población perfectamente; hay incertidumbre en nuestros conocimientos de la dinámica del sistema y sobre la relación entre los datos observados y la población real. El método es un “análisis de captura a talla” porque el modelo predice la distribución de las frecuencias de talla de la captura y compara estas predicciones con la distribución de frecuencias de talla observada. El modelo de evaluación usa intervalos trimestrales para describir la dinámica de la población. Un intervalo trimestral es más apropiado que un intervalo anual para especies de crecimiento rápido y vida corta como los atunes, con su potencial de reclutamiento continuo. Se supuso que hay una sola población en el OPO. Se usan funciones de verosimilitud para medir cómo las predicciones del modelo representan (se ajustan a) la captura y distribuciones de tamaño observadas. Se construyen las estimaciones de los parámetros a valores razonables mediante la inclusión de penalidades y distribuciones previas adicionales para muchos parámetros. Las mejores estimaciones de los parámetros del modelo son los parámetros que producen el mejor ajuste entre los datos observados y las predicciones del modelo, dados los constreñimientos de los parámetros. Una vez estimados los parámetros del modelo, se usa el modelo para estimar cantidades útiles para el ordenamiento de la población.

El método A-SCALA incluye varias características que incrementan la capacidad del modelo de evaluación de realizar predicciones que concuerdan con los datos observados (o sea, producen un ajuste bueno). El método reconoce que, de trimestre a trimestre, ocurren cambios aleatorios en la relación entre el esfuerzo de pesca y la mortalidad por pesca, y que existen también tendencias a largo plazo en la eficacia de las distintas pesquerías. Reconoce también que existe variación temporal en el reclutamiento, que el medio ambiente puede influir sobre el reclutamiento y la eficacia de las distintas artes de pesca y las formas de usarlas, y que distintas artes de pesca y distintas formas de usarlas producen generalmente capturas de peces de distintas edades.

El método A-SCALA incluye el supuesto que las tasas de mortalidad por pesca pueden ser

separadas en un efecto por edad (selectividad) y un efecto temporal (capturabilidad). Se supone que el primero es constante con el tiempo. En este sentido, el método A-SCALA es diferente del método de análisis de cohortes usado en evaluaciones previas del atún en el OPO (por ejemplo, IATTC 2000). El análisis de cohortes, en la forma en la que la usó la CIAT, permite al componente de edad de la mortalidad por pesca variar con el tiempo. En el método A-SCALA, si existen evidencias que la selectividad ha cambiado con el tiempo, se definen dos pesquerías para permitir distintas curvas de selectividad para los dos períodos. En la evaluación del patudo, por ejemplo, hay dos pesquerías que capturan la especie en lances no asociados. Se separan estas pesquerías sobre una base temporal porque la composición por tamaño de las capturas en este tipo de lance ha cambiado con el tiempo. No se separa ninguna pesquería a escala temporal en la evaluación del aleta amarilla atún. Se supone que la capturabilidad (el efecto temporal sobre la mortalidad por pesca) consiste de los siguientes componentes: (1) el efecto combinado de la tecnología pesquera y el comportamiento de los pescadores; (2) el efecto ambiental; (3) el efecto de temporada; (4) un efecto aleatorio que cambia la relación entre el esfuerzo de pesca y la mortalidad por pesca entre trimestres (error de proceso). Se combinan estos cuatro componentes para obtener estimaciones generales de capturabilidad para una sola pesquería.

A-SCALA usa la relación entre captura y esfuerzo para proveer información sobre la abundancia. Se ajusta la captura predicha a la captura observada con una función de verosimilitud, y se añaden parámetros estimados de error de proceso a la relación que predice la captura a partir de esfuerzo y abundancia. Se construyen los parámetros de error de proceso para controlar cuánta información sobre biomasa hay en los datos de captura y esfuerzo; a medida que se incrementan los constreñimientos, se supone que hay más información sobre biomasa en dichos datos. Si el constreñimiento del error de proceso es débil, ese error puede cambiar para asegurar que la captura predicha sea igual a la captura observada, dados el nivel de biomasa y el esfuerzo, pero si el constreñimiento es fuerte, la biomasa necesita cambiar para asegurar que la captura predicha sea igual a la captura observada. Por lo tanto, para pesquerías en cuyos datos de captura y esfuerzo se supone que hay información sobre abundancia, se usan constreñimientos fuertes, y para pesquerías en cuyos datos de captura y esfuerzo se supone que hay poca información sobre abundancia, se usan constreñimientos débiles. La verosimilitud de captura puede también ser debilitada si se supone que los datos de esfuerzo son fidedignos y los de captura no, permitiendo así que la captura predicha sea diferente de la captura observada y reduciendo también la cantidad de información sobre abundancia en los datos de captura y esfuerzo.

A diferencia de los análisis de cohortes, el método A-SCALA no precisa datos de composición por tamaño de cada pesquería en cada período de tiempo. El método A-SCALA usa un modelo de dinámica de población para predecir la composición por tamaño de la población en los estratos para los que no se dispone de datos. El método reconoce también que los datos de composición por tamaño obtenidos de una sola pesquería no representan perfectamente los tamaños de los peces en la captura de esa pesquería, y por lo tanto se permite a las frecuencias de talla predichas ser diferentes de las frecuencias de talla observadas. Este supuesto es consistente con el hecho que el personal de la CIAT toma datos de composición por tamaño de una proporción muy pequeña de los peces capturados. Concretamente, se toman solamente unas pocas muestras de cada estrato de área-período-método de pesca de las pesquerías de superficie, y una muestra típica consiste de solamente 50 peces. Ya que los datos de composición por tamaño provienen de muestras pequeñas de la captura, habrá ocasiones en las que los datos de composición por tamaño observados son considerablemente diferentes de los que predice el modelo de evaluación.

Incorporamos también descartes en el análisis. Los descartes son peces que son capturados, pero no descargados, y se supone que estos peces mueren. Es por lo tanto importante

incluirlos en la evaluación, ya que de otra forma se subestimarían las extracciones totales de la población. Es también útil modelar pesquerías de descartes para permitir estimar el impacto causado por estrategias de ordenación que modifican la cantidad de descartes. Tal como se comenta más adelante, se dividen los descartes en los que resultan de la clasificación del pescado por tamaño y los que ocurren independientemente del tamaño del pescado.

Usamos un método que incorpora series de tiempo ambientales en los modelos de evaluación de poblaciones y que prueba el significado de la correlación entre los procesos de población y la serie de tiempo ambiental. Para cada parámetro del modelo para el cual se postula variación temporal, una correlación con una serie de tiempo ambiental, y suficiente información en los datos para poder estimarlo, se añade una estructura adicional al modelo. La estructura incluye un valor promedio para el parámetro del modelo, desviaciones temporales en el mismo, y un parámetro que relaciona la serie de tiempo ambiental con el parámetro del modelo. Este método es muy flexible, y permite a la relación ambiental determinar los parámetros del modelo si los datos apoyan la relación; si no la apoyan, pero hay información que apoya variación temporal, el método puede todavía estimar valores temporales para el parámetro del modelo. En el caso del aleta amarilla y patudo, se usa este método para investigar relaciones entre el reclutamiento y la temperatura superficial del mar (TSM) y entre capturabilidad y TSM.

Ya que los datos de pesquerías son complejos, se constriñen las formas en las que se permite al modelo de evaluación de la población ajustarse a los datos observados. Se ajusta el modelo a los datos observados mediante la búsqueda de un conjunto de parámetros de dinámica poblacional y pesca que incrementen al máximo la verosimilitud de haber observado la captura y los datos de composición por tamaño, dada la cantidad de esfuerzo de pesca ejercida por cada pesquería. Se calcula esta verosimilitud bajo un conjunto de constreñimientos. En la lista siguiente se identifican constreñimientos importantes usados para ajustar el modelo de evaluación a datos observados:

1. Si una pesquería es capaz de capturar peces de una edad particular, debería ser asimismo capaz de capturar peces de edades algo menor y mayor; es decir, la curva de selectividad es lisa.
2. Los atunes deberían ser más vulnerables a ciertas pesquerías (palangre, por ejemplo) a medida que envejecen, y los peces de mayor edad deberían ser los más vulnerables a esas artes.
3. La eficacia de los pescadores con respecto a la captura de pescado suele cambiar con el tiempo, pero el grado de cambio posible es limitado. Cabe destacar que su eficacia puede disminuir con respecto a una especie si dirigen su esfuerzo hacia otra especie.
4. Hay eventos aleatorios que pueden causar que la relación entre esfuerzo de pesca y mortalidad por pesca cambie ligeramente entre trimestres; sin embargo, hay un límite sobre cuánto puede cambiar esta relación.
5. La variación temporal en el reclutamiento debería ser similar a la variación observada en otras poblaciones de peces.
6. La mortalidad por pesca no debería ser inverosimilmente alta ni baja.
7. El tamaño de los peces no debe nunca disminuir con el tiempo.

Es importante notar que el modelo de evaluación puede, de hecho, hacer predicciones que no se adhieren estrictamente a estos constreñimientos. Los constreñimientos están diseñados para que puedan ser violados si los datos observados brindan buena evidencia en contra de ellos. Estos constreñimientos ayudan a estabilizar el procedimiento de estimación.

Es importante reconocer que hay incertidumbre en los resultados de la evaluación de la población. Esta incertidumbre resulta de que, tal como se comentó anteriormente, los datos obtenidos de las pesquerías no representan perfectamente la población de atunes en el OPO.

Además, el modelo de evaluación de la población podría no representar perfectamente la dinámica de la población de atunes ni de las pesquerías que operan en el OPO. En la evaluación actual, se expresa la incertidumbre como (1) intervalos de confianza alrededor de las estimaciones de reclutamiento, biomasa, y un valor denominado el cociente de biomasa reproductora (*spawning biomass ratio; SBR*), y (2) coeficientes de variación (CV). Se estimaron los intervalos de confianza y CV bajo el supuesto que el modelo de evaluación de la población y el error de proceso asociado representan perfectamente la dinámica del sistema. Ya que, tal como se comentó anteriormente, es poco probable que se satisfaga este supuesto, estos valores podrían subestimar la cantidad de incertidumbre en los resultados de la evaluación actual de la población.

El modelo A-SCALA es de naturaleza bayesiana debido a que se añaden distribuciones previas o constreñimientos para varios parámetros del modelo. En todo el texto usamos los términos distribuciones previas (*priors*) y constreñimientos de forma intercambiable. Técnicamente, las distribuciones previas se basarán en información (de otras especies, por ejemplo) mientras que los constreñimientos son más arbitrarios. Seguimos a Fournier *et al.* (1998) y usamos el Máximo de la Distribución Posterior de Bard (1974), denominado PME (*Posterior Mode Estimate*), para representar estimaciones de punto de los parámetros del modelo. Con este método se reduce al mínimo la suma del negativo del logaritmo de las verosimilitudes de captura total y datos de captura a talla proporcional y las distribuciones previas de variación de reclutamiento, desviaciones de esfuerzo, desviaciones de capturabilidad, crecimiento monotónico, penalidades por mortalidad por pesca, y la curvatura de la curva de selectividad. Además, a fin de estabilizar el procedimiento de optimización, se usan en las primeras pocas fases de estimación constreñimientos provisionales usados para mejorar el proceso de estimación. Estos constreñimientos son eliminados en las últimas pocas fases. Se programa el modelo con *AD Model Builder* (Otter Research, 2000; ver descripción en el Anexo F), diseñado para estimar los parámetros de modelos complejos no lineales, tales como A-SCALA, que contienen una gran cantidad de parámetros.

2.2 Pruebas de hipótesis

Se pueden usar pruebas de hipótesis como guía para ayudar en la determinación de la mejor estructura del modelo para una aplicación particular (Hilborn y Mangel 1997). Usamos el Criterio de Información de Akaike (AIC; Akaike 1973), el Criterio de Información de Bayes (BIC; Schwarz 1978), y Factores de Bayes (Aitkin 1991) para probar distintas estructuras del modelo. Intentamos aplicar el modelo de tal forma que se pueda eliminar cada sub-estructura del mismo cambiando el valor de un solo parámetro. Por ejemplo, se puede eliminar del modelo la influencia del medio ambiente sobre reclutamiento si se fija β^R en cero. Podemos por lo tanto probar el significado de un efecto ambiental mediante la determinación de si el parámetro β^R es significativamente diferente de cero. Los parámetros que se pueden usar en pruebas de hipótesis de la estructura del modelo son:

Efecto	H_0
Efecto ambiental sobre reclutamiento	$\beta^R = 0$
Efecto ambiental sobre capturabilidad	$\beta_g^q = 0$
Relación población-reclutamiento	$h = 1$
Reclutamiento estacional	$c_1^R = 0^*$
Capturabilidad estacional	$c_{1,g}^q = 0^*$
Mortalidad por pesca usada para generar la población inicial es diferente de los primeros pocos años	$\varpi = 1$

* Estos requieren que se estime también c_2 , y las pruebas de hipótesis se basarán en la estimación de dos parámetros adicionales.

Es también posible probar el significado de grupos de parámetros. Estas pruebas dependen del número de parámetros estimado en el grupo. Se puede usar este método para probar el significado sobre tendencias temporales en capturabilidad y reclutamiento mediante la prueba del significado de $\varepsilon_{t,g}^q = 0$ y $\varepsilon_t^R = 0$, respectivamente.

2.3. Puntos de referencia

Se evalúa la condición de las poblaciones de atunes aleta amarilla y patudo en el OPO a partir de cálculos basados en biomasa reproductora, rendimiento por recluta, y RMSP. Se están desarrollando ampliamente puntos de referencia precautorios, contemplados en el Código de Conducta para la Pesca Responsable de FAO y el Acuerdo de Nueva York de 1995 de las Naciones Unidas, como guías para el ordenamiento de pesquerías. La CIAT no ha adoptado puntos de referencia objetivo ni límite para las poblaciones bajo su amparo, pero en lo siguiente se calculan y describen unos puntos de referencia posibles.

2.3.1. Evaluación de la condición de la población basada en biomasa reproductora

El cociente de la biomasa reproductora durante un período con captura a la que se acumularía en ausencia de pesca es útil para evaluar la condición de una población. Se denomina a este cociente el cociente de biomasa reproductora, o SBR (del inglés “*spawning biomass ratio*”). La ecuación que define el SBR es

$$\text{SBR}_t = \frac{S_t}{S_{F=0}}$$

donde S_t es la biomasa reproductora en cualquier momento (t) durante un período de explotación, y $S_{F=0}$ es la biomasa reproductora que podría estar presente si no hubiera pesca durante un período largo bajo condiciones normales (o sea, la biomasa reproductora de equilibrio si $F = 0$). El SBR tiene un límite inferior de cero. Si el SBR es cero, o ligeramente más que cero, la población ha sido severamente reducida y está probablemente excesivamente explotada. Si el SBR es uno, o casi uno, es probable que la pesca no haya reducido la población reproductora. Si el SBR es más que uno, es posible que la población haya emprendido un régimen de producción incrementada.

Se ha usado el SBR para definir puntos de referencia en muchas pesquerías. Varios estudios (Clark 1991, Francis 1993, Thompson 1993, y Mace 1994, entre otros) sugieren que algunas poblaciones de peces pueden producir el RMSP cuando el SBR está alrededor de 0.3 a 0.5, y que algunas poblaciones de peces no pueden producir el RMSP si la biomasa reproductora durante un período de explotación es menos que aproximadamente 0.2. Desgraciadamente, los tipos de dinámica poblacional que caracterizan las poblaciones de atunes generalmente no han sido considerados en estos estudios, y sus conclusiones son sensibles a supuestos sobre la relación entre la biomasa de adultos y las tasas de reclutamiento, mortalidad natural, y crecimiento. A falta de estudios de simulación diseñados específicamente para determinar puntos de referencia adecuados basados en SBR para los atunes, las estimaciones de SBR_t pueden ser comparadas con una estimación de SBR para una población que está produciendo el RMSP ($\text{SBR}_{\text{RMSP}} = S_{\text{RMSP}}/S_{F=0}$). S_{RMSP} es la biomasa reproductora en RMSP.

2.3.2. Evaluación de la condición de la población basada en rendimiento por recluta

Los cálculos de rendimiento por recluta son también útiles para evaluar la condición de una población. Las tasas de crecimiento y mortalidad natural definen cómo cambia la biomasa total

de una cohorte a medida que envejecen los peces que la constituyen. La biomasa total de una cohorte es generalmente una función en forma de domo de la edad. Justo después de la edad de reclutamiento, la biomasa total de una cohorte aumenta porque las ganancias debidas al crecimiento son mayores que las pérdidas debidas a mortalidad natural. Luego, a medida que envejecen los peces, las pérdidas debidas a mortalidad natural superan las ganancias debidas al crecimiento, y la biomasa total de la cohorte disminuye. Hay un punto, sin embargo, en el cual las ganancias debidas al crecimiento compensan exactamente las pérdidas debidas a mortalidad natural. Se denomina a este punto la "edad crítica." Si se capturan los peces cuando alcanzan esta edad crítica, la pesquería obtendrá, en promedio, el rendimiento máximo de cada pez reclutado a la cohorte. Se puede convertir la edad crítica en "peso crítico," usando una curva de crecimiento y una relación peso-talla (Ecación B.11). La relación peso-talla toma en cuenta la distribución de talla a edad, pero no la variabilidad temporal. Esta conversión hace más práctico el concepto de incrementar al máximo el rendimiento por recluta. Si el peso promedio de los peces en la captura es cercano al peso crítico, la pesquería está probablemente cerca de obtener el rendimiento máximo de cada recluta. Si el peso promedio de los peces en la captura es inferior al peso crítico, la pesquería está, en promedio, extrayendo a los peces antes de que se logre la ganancia máxima potencial del crecimiento. Si el peso promedio de los peces en la captura es superior al peso crítico, la pesquería está, en promedio, perdiendo rendimiento debido a las pérdidas que resultan de mortalidad natural.

En muchos casos puede no ser práctico tomar acciones para asegurar que el peso promedio de los peces en la captura equivalga al peso crítico, y, en general, se debería considerar que se está logrando satisfactoriamente el objetivo de incrementar el rendimiento por recluta al máximo si el peso promedio es cercano al peso crítico. El rendimiento por recluta es afectado tanto por la cantidad de esfuerzo de pesca ejercido como por el patrón de selectividad por edad. Si el peso promedio de los peces en la captura no es cercano al peso crítico, ajustar cualquiera de estos dos controles puede ayudar a optimizar el rendimiento por recluta. Si el esfuerzo de pesca es inferior al nivel óptimo, el rendimiento por recluta no será máximo porque muchos peces morirán debido a mortalidad natural. Si el esfuerzo de pesca es superior al nivel óptimo y la edad de ingreso es inferior a la edad crítica, el rendimiento por recluta no será máximo porque muchos peces serán capturados antes de que se realicen las ganancias potenciales del crecimiento. Estas dos afirmaciones se basan en el supuesto que existe un patrón fijo de selectividad por edad. En la práctica, es difícil controlar el patrón de selectividad por edad. No obstante, se puede modificar el patrón total de selectividad por edad para todos los métodos de pesca combinados, y por tanto el rendimiento por recluta, si se cambia la distribución de esfuerzo entre métodos de pesca con distintos patrones de selectividad por edad. Por ejemplo, si el peso promedio de los peces en la captura es inferior al peso crítico, sería posible incrementar el rendimiento por recluta si se redujera la cantidad de esfuerzo de pesca ejercida por las pesquerías que capturan peces jóvenes. Cabe notar que controlar el patrón de selectividad por edad para que se capturen solamente peces de edad crítica no es una estrategia apropiada para optimizar el rendimiento por recluta porque implica que el nivel de mortalidad por pesca debería ser infinitamente alto.

2.3.3. Evaluación de la condición de la población basada en RMSP

Puntos de referencia basados en RMSP son también útiles para el ordenamiento de poblaciones de peces, y mantener las poblaciones en niveles capaces de producir el RMSP es el objetivo especificado por la Convención de la CIAT. Una definición de RMSP es el rendimiento máximo a largo plazo que se puede lograr bajo condiciones medias usando el patrón actual de selectividad por edad de todas las pesquerías combinadas. Teóricamente, bajo condiciones medias, hay una

tasa de mortalidad por pesca que lograría el rendimiento máximo de la pesquería combinada. Si la tasa de mortalidad por pesca permanece largo tiempo en este nivel, el tamaño de la población, bajo condiciones medias, permanecerá constante. Se define este tamaño de población como la biomasa en RMSP (B_{RMSP}). Hay una definición similar para la biomasa reproductora en RMSP (S_{RMSP}). Si el objetivo del ordenamiento es lograr el RMSP, los niveles de captura recientes (C_{1999} , definido como la captura total en 1999) deberían ser cercanos al RMSP y los niveles de biomasa recientes, B_{2000} y S_{2000} (definidos como los niveles de biomasa al principio de 2000), deberían ser cercanos a B_{RMSP} y S_{RMSP} , respectivamente. Por lo tanto, los cocientes C_{1999}/RMSP , B_{2000}/B_{RMSP} , y S_{2000}/S_{RMSP} deberían ser cercanos a 1.0. Sin embargo, cabe notar que aun si el sistema está cerca de los niveles capaces de producir el RMSP, fluctuaciones en la dinámica del sistema (fluctuaciones en reclutamiento y capturabilidad, por ejemplo) pueden causar que estos cocientes varíen de 1.0. Similarmente, estas fluctuaciones podrían causar que estos cocientes estén cerca de 1.0 cuando el sistema no está cerca de los niveles capaces de producir el RMSP.

Los cálculos de RMSP arriba comentados dependen de un patrón general fijo de selectividad. Es posible incrementar el RMSP si se cambia el patrón de selectividad. Los patrones de selectividad que capturan la mayoría de los peces en o después de la edad crítica suelen tener rendimientos de equilibrio máximos mayores que los que capturan la mayoría de los peces antes de la edad crítica. Por lo tanto, es posible que pescar con solamente un método de pesca produzca niveles de RMSP mayores que cuando se usan todos los métodos en combinación. Se investiga esta posibilidad mediante el cálculo del RMSP para cada método de pesca por separado.

Se computan los cálculos basados en RMSP con las estimaciones de parámetros del modelo de evaluación de poblaciones. Por lo tanto, se presentan actualmente los resultados basados en RMSP como estimaciones de punto, pero cabe notar que hay incertidumbre en estos resultados. Consideramos que la cuantificación de la incertidumbre en los resultados basados en RMSP constituyen un tema importante para un estudio futuro.

2.4. Proyecciones a futuro

Se realizaron proyecciones estocásticas para intentar determinar cómo, en el futuro, cambios hipotéticos en la cantidad de esfuerzo de pesca ejercida por la flota de superficie podría afectar simultáneamente las poblaciones de atunes en el OPO y las capturas de las distintas pesquerías. Se construyeron varios escenarios para definir cómo las distintas pesquerías que capturan atunes en el OPO operarían en el futuro y también para definir la dinámica futura de las poblaciones de atunes.

Los resultados de las proyecciones estocásticas necesitan ser interpretados con cautela porque estos estudios fueron realizados bajo un conjunto de supuestos que, en el futuro, podrían resultar ser falsos. Es mejor enfocar la atención en patrones y tendencias generales en los resultados de un conjunto de simulaciones, y no en los valores predichos por una sola proyección. Por ejemplo, en lugar de considerar el nivel predicho de biomasa futura de una sola simulación, es más apropiado considerar si proyecciones múltiples (realizadas bajo múltiples escenarios de reclutamiento, por ejemplo) suelen pronosticar que las biomassas futuras estarán por encima o por debajo de un cierto nivel. Se realizaron cien proyecciones para cada uno de los escenarios descritos a continuación. Es asimismo apropiado considerar los resultados de las proyecciones comparando los resultados relativos de distintos supuestos acerca del futuro.

Es generalmente mejor realizar proyecciones que predicen el futuro a corto plazo. Son apropiadas las proyecciones a corto plazo porque es difícil predecir acertadamente cómo, dado su comportamiento en el pasado, se comportará un sistema en el futuro. Por ejemplo, hubo tanta variación en la capturabilidad del atún pescado en el OPO que es difícil predecir cómo estos

parámetros podrían cambiar en el futuro. Las proyecciones a corto plazo pueden reducir el grado al cual supuestos inadecuados acerca de la dinámica futura del sistema afectan las predicciones del modelo. Las proyecciones comentadas a continuación fueron realizadas para un período de 5 años, de 2000 a 2004 (con intervalos trimestrales).

2.4.1. Esfuerzo de pesca

Se especificaron los escenarios siguientes para describir la cantidad hipotética de esfuerzo de pesca que pudiera ejercer la flota de superficie durante 2000-2004.

1. La flota de superficie ejercerá una cantidad de esfuerzo igual al 75% de la cantidad media de esfuerzo que ejerció durante 1998-1999.
2. La flota de superficie ejercerá una cantidad de esfuerzo igual a la cantidad media de esfuerzo que ejerció durante 1998-1999.
3. La flota de superficie ejercerá una cantidad de esfuerzo igual al 125% de la cantidad media de esfuerzo que ejerció durante 1998-1999.

Estos escenarios se basan en niveles trimestrales de esfuerzo de pesca. Por ejemplo, en el primer escenario, el esfuerzo en cada trimestre de cada año es igual al 75% del esfuerzo promedio ejercido durante los trimestres correspondientes de 1998 y 1999.

Se realizaron todas las proyecciones bajo el supuesto que, de 2000 a 2004, la flota palangrera ejercerá una cantidad de esfuerzo igual a la que ejerció en 1998 (asimismo por trimestre).

2.4.2. Selectividad y capturabilidad

Se hicieron dos supuestos acerca de la selectividad (el componente por edad de la mortalidad por pesca): se supuso que la curva de selectividad para cada pesquería incluida en la proyección (1) no cambia en el transcurso de la proyección, y (2) es igual que la que estima el modelo de evaluación de poblaciones.

Se supuso además que la capturabilidad del atún en cada pesquería incluida en las proyecciones no cambia en el transcurso de la simulación. Se supuso que los niveles futuros de capturabilidad para cada pesquería serían iguales a la capturabilidad media de esa pesquería durante 1998 y 1999, computados todos por trimestre.

2.4.3. Descartes

Se especificaron dos escenarios para describir la condición futura del atún descartado. En el primero, se supone que todo el atún descartado muere; en el segundo, que no ocurren descartes porque el pescado que normalmente es descartado no es capturado o, al mismo efecto, que todo el atún descartado sobrevive. Es importante notar que la intención del supuesto de ningún descarte no es representar un escenario en el que el pescado pequeño en la captura es retenido. La retención de pescado pequeño que normalmente sería descartado no fue modelado explícitamente en este estudio de simulación. En la mayoría de los casos, suponer que el pescado pequeño será retenido es equivalente a suponer que el pescado descartado morirá. Por lo tanto, el lector interesado en los resultados de retener pescado que normalmente sería descartado debería considerar las proyecciones realizadas bajo el primer escenario para describir la condición de descartes. Cabe también destacar, sin embargo, que la retención de pescado pequeño en el futuro resultaría en la subestimación de las capturas proyectadas de la flota primaria de superficie.

2.4.4. Supuestos acerca de la dinámica de poblaciones

Las proyecciones fueron realizadas bajo el supuesto que, en el futuro, los parámetros biológicos y demográficos que rigen la dinámica de una población de atún en el OPO serían sim-

ilares a los que rigieron la dinámica de esa población durante 1975-1999. En particular, se supuso que la función de crecimiento, relación peso-talla, curva de madurez, y mortalidad natural serían iguales a las que se usaron o estimaron en el modelo de evaluación de poblaciones. Se supuso que el reclutamiento durante 2000-2004 varió al azar alrededor del mismo nivel y sería igual de variable que el reclutamiento durante 1975-1999. Cabe notar que las estimaciones de reclutamiento del modelo de evaluación de poblaciones parecen estar autocorrelacionadas, pero en las proyecciones el reclutamiento no estuvo autocorrelacionado. Añadir autocorrelación a la serie de tiempo de reclutamiento proyectada resultaría en que los resultados de la simulación fuesen más variables.

3. APPLICACIONES

Se aplica el método A-SCALA a las poblaciones de atunes aleta amarilla y patudo del OPO. En lo sucesivo se describen los datos usados y los supuestos hechos para estas dos aplicaciones.

3.1. Estructura de datos

Se definieron varias pesquerías para estratificar los datos de captura y esfuerzo. Se definieron las pesquerías para 1) agrupar datos caracterizados por selectividad y capturabilidad similares, y 2) permitir la investigación de opciones de ordenamiento basadas en criterios espaciales y de método de pesca. Se definen estas pesquerías sobre la base de tipo de arte de pesca (cerco, caña, palangre), tipo de lance cerquero (sobre objetos flotantes, sobre delfines, y sobre atunes no asociados), período, y zona de muestreo de frecuencia de talla de la CIAT o latitud.

3.1.1. Aleta amarilla

Se definen 16 pesquerías para la evaluación de la población de atún aleta amarilla (Tabla 1). En la Figura 1 se ilustra la extensión espacial de las pesquerías y los límites de las zonas de muestreo de frecuencia de talla.

3.1.2. Patudo

Se definen 13 pesquerías para la evaluación de la población de atún patudo (Tabla 2). En la Figura 2 se ilustra la extensión espacial de las pesquerías y los límites de las zonas de muestreo de frecuencia de talla.

3.2. Datos

Se usaron datos de captura, esfuerzo, y composición por tamaño de enero 1975-diciembre 1999 para la evaluación de las poblaciones de atunes aleta amarilla y patudo en el OPO. Los datos de 1999, de carácter preliminar, incluyen la información incluida en las bases de datos de la CIAT al 17 de abril de 2000. Se resumen y analizan todos los datos por trimestre. Para la evaluación se estratifican los datos en dichas bases de datos de acuerdo a las pesquerías definidas en la sección anterior.

3.2.1. Captura

El personal de la CIAT ha adoptado tres definiciones con respecto a los datos de captura; se usan estos términos en todo el presente informe.

Descargas – las cantidades de peces (en peso o número) extraídas de una población en un momento dado y trasladadas posteriormente a una instalación de descarga. (Las descargas no llegan necesariamente al lugar de descarga durante el mismo período en que los peces fueron extraídos de la población.)

Descartes – las cantidades de peces (en peso o número) extraídas de una población en un momento dado y descartadas en el mar.

Capturas – las cantidades de peces (en peso o número) extraídas de una población en un momento dado (capturas = descargas + descartes).

Se usan todos los tres tipos de datos para evaluar las poblaciones de atunes aleta amarilla y patudo. En las Figuras 3 y 4 se ilustran las capturas por pesquería de aleta amarilla y patudo, respectivamente.

3.2.2. Esfuerzo

Los únicos datos de esfuerzo de pesca para los barcos cerqueros disponibles son el número de lances por tipo de lance y días de pesca totales para todos los tipos de lance combinados. Consideramos que días de pesca es una medida de esfuerzo más apropiada que número de lances, porque incorpora tiempo de búsqueda, y por lo tanto convertimos días de pesca totales en días de pesca por tipo de lance. Se usa un método complicado para estimar la cantidad de esfuerzo de pesca ejercida por buques cerqueros. A continuación se presenta una breve descripción del método. Se estima el esfuerzo de pesca de buques cerqueros con un proceso de cinco pasos. En el Paso 1, se usa información de la base de datos de bitácora de la CIAT para computar la captura por día de pesca (CPDP) promedio de las tres especies (patudo, aleta amarilla, y barrilete) y todos los tipos de lance (objeto flotante, delfín, y no asociado) combinados. Se realiza este cálculo para cada mes y zona de muestreo (Figura 1). En el Paso 2, se dividen las descargas totales (por mes y zona de muestreo para las tres especies combinadas) de la base de datos de descargas de la CIAT (pesos estimados por los pescadores y estadísticas de enlatadoras) por las estimaciones de CPDP. Con esta división se incluye en el esfuerzo de los datos de bitácora el esfuerzo no reportado en las bitácoras y se obtiene así una estimación de los días totales de pesca para los tres tipos de lance combinados en cada mes y zona de muestreo. En el Paso 3, se usan modelos de regresión lineal (un modelo para cada año) para determinar el número medio de días de pesca necesario para hacer un solo lance de cada tipo. El número de días de pesca es modelado como una combinación lineal del número de lances para cada uno de los tres tipos de lance. Se usan entonces los coeficientes de los tipos de lance estimados en la regresión para determinar el número de días requerido para realizar un lance de cada tipo. Se estimó que en 1990, por ejemplo, cada lance sobre objetos flotantes, delfines, y atunes no asociados requirió, en promedio, unos 1.3, 0.9, y 0.7 días, respectivamente. En el Paso 4, se usan los resultados de los análisis de regresión en conjunto con el número de lances (por tipo de lance) registrados en la base de datos de bitácora para estimar la proporción de días de pesca por tipo de lance. Por último, en el Paso 5, se multiplica el total de días de pesca del Paso 2 por las proporciones del Paso 4 para obtener estimaciones del total de días de pesca por tipo de lance en cada estrato de tiempo-área.

Se estima el esfuerzo de pesca para los barcos cañeros (en días de pesca totales) computando la CPDP a partir de la información en la base de datos de bitácora de la CIAT y dividiendo la CPDP en las descargas totales de estos barcos en la base de datos de descargas de la CIAT. Se calculan estas estimaciones para cada mes y zona de muestreo.

Los datos de esfuerzo palangrero provienen de la base de datos de descargas de la CIAT, que incluye datos proporcionados al personal de la CIAT por los gobiernos de Japón, México, Polinesia Francesa, la República de Corea, y Taiwan. En el caso del patudo, se estandariza el esfuerzo palangrero por mes, latitud, y longitud con un análisis de árboles de regresión (Watters y Deriso 2000).

En las Figuras 5 y 6 se ilustra el esfuerzo por pesquería para aleta amarilla y patudo, respectivamente.

3.2.3. Descartes

Para los fines de la evaluación de poblaciones, se supone que se descarta atún de las capturas de buques cerqueros (1) debido a ineficacias en el proceso de pesca (cuando la captura de un lance supera la capacidad de acarreo disponible en el buque, por ejemplo) (2) porque los pescadores clasifican la captura para seleccionar peces de más de un cierto tamaño. En ambos casos, se estima la cantidad de atún descartada a partir de información tomada por los observadores de la CIAT, aplicando los métodos descritos en el Anexo G. Independientemente de porqué se descarta el atún, se supone que todo el pescado descartado muere.

Las estimaciones de descartes que resultan de ineficacias en el proceso de pesca son añadidas a las capturas de los buques cerqueros. No se dispone de datos de observadores sobre los descartes en las pesquerías cerqueras antes de 1993, y se supone que no hubo descartes durante ese período. Hay períodos después de 1993 para los que los datos de los observadores son insuficientes para estimar los descartes; para esos períodos, se supone que la tasa de descarte (descartes/descargas) es igual que en el período más cercano para el cual se dispone de datos de observadores suficientes. No se dispone de datos de observadores sobre los descartes en las pesquerías cañera y palangrera, y se supone que no ocurren descartes en dichas pesquerías.

Los descartes que resultan del proceso de clasificar la captura en las pesquerías sobre objetos flotantes son tratados como pesquerías separadas. (Esto no es necesario para las demás pesquerías cerqueras porque es poco frecuente este tipo de clasificación en las mismas.) Es importante tratar los descartes en las pesquerías sobre objetos flotantes por separado porque los datos de composición por tamaño obtenidos en el muestreo en puerto no contienen información sobre el tamaño de los peces en estos descartes. Por lo tanto, los descartes que resultan de la clasificación de la captura representan extracciones cuya composición por tamaño necesita ser obtenida en el mar. Los observadores de la CIAT toman datos limitados sobre el tamaño de los atunes descartados: todo lo que se sabe acerca del pescado descartado durante la clasificación es que consiste principalmente de peces pequeños de menos de unos 2.5 kg. Crear pesquerías cuya captura consiste exclusivamente de peces pequeños descartados permite realizar una evaluación de la población sin datos detallados sobre la composición por tamaño de los descartes porque es probable que los peces pequeños descartados pertenezcan a tan sólo unos pocos grupos de edad. En el caso de las pesquerías cerqueras, hay períodos después de 1993 para los que los datos de los observadores son insuficientes para estimar los descartes; para esos períodos, se supone que la capturabilidad de los descartes es igual a la capturabilidad media de los mismos.

En las Figuras 3 y 4 se ilustran las capturas de aleta amarilla y patudo, respectivamente, en las pesquerías de descartes.

3.2.4. Datos de frecuencia de talla

En las Tablas 3 y 4 se detallan los datos de frecuencia de talla disponibles, por pesquería, para el aleta amarilla y patudo, respectivamente. Para las estimaciones del tamaño de las muestras usamos el número de bodegas muestradas para las pesquerías de cerco, en lugar del número de peces muestreado. Supusimos que esto era una medida mejor del tamaño de la muestra porque cada bodega contiene a menudo peces de un solo lance, cada lance captura generalmente peces de un solo cardumen, y los cardúmenes de atunes a menudo consisten de peces de tamaño homogéneo. Asignamos una ponderación menor al tamaño de muestra palangrera, escalando los datos de tal forma que el tamaño de muestra medio fue igual al tamaño de muestra medio de las pesquerías cerqueras.

3.3. Supuestos biológicos y de pesca

3.3.1. Crecimiento

Se usa una curva de crecimiento bifásica en la evaluación porque la curva de von Bertalanffy no se ajusta bien a los datos de crecimiento de la gama completa de edad de los atunes (Kume y Joseph, 1966; Suda y Kume, 1967; Wild, 1986; Bayliff, 1988; Hampton *et al.*, 1998). Se estiman valores individuales para la talla media a edad de las primeras edades, y se usa la curva de crecimiento de von Bertalanffy para representar la talla media a edad de los peces mayores.

Se dispone de datos de crecimiento para el aleta amarilla y el patudo, y se usa esta información para fijar ciertos parámetros de crecimiento en el modelo o como valores iniciales de los parámetros estimados para el procedimiento de estimación. El crecimiento del aleta amarilla fue estimado por Wild (1986), usando la ecuación de crecimiento de Richards y el número de incrementos diarios en los otolitos ($L_{\infty} = 188.2$, $k = 0.724$, $t_0 = 1.825$, $m = 1.434$). Para la evaluación del aleta amarilla se usaron estos valores para fijar los parámetros de crecimiento (mediante el ajuste de una curva de von Bertalanffy a los valores representados por la ecuación de crecimiento de Richards de Wild). En el caso del patudo, Suda y Kume (1967) proporcionan parámetros de crecimiento de von Bertalanffy ($L_{\infty} = 214.8$ cm; k anual = 0.2066; y $t_0 = 0.0249$ años) que predicen tallas medias a edad similares a las que se usaron en evaluaciones previas de patudo en el OPO (ver Uosaki y Bayliff 1999). Por lo tanto, se usó la estimación de k de Suda y Kume (1967) en la evaluación del patudo. Se usó también su estimación de L_{∞} para constreñir la talla media de patudo de 42 trimestres de edad.

Para el aleta amarilla, se usó la relación peso-talla de Wild (1986) para convertir tallas en pesos, concretamente:

$$w = 1.387 \times 10^{-5} \cdot l^{3.086}$$

donde w = peso en kilogramos y l = talla en centímetros. Para el patudo se usó la relación de Nakamura y Uchiyama (1966):

$$w = 3.661 \times 10^{-5} \cdot l^{2.90182}$$

3.3.2. Reclutamiento

Se supone que el atún puede ser reclutado a la población pescable durante todos los trimestres del año. Cabe destacar que este supuesto es diferente del que se usó en evaluaciones previas del atún del OPO (IATTC 2000, por ejemplo), en las que se supuso que fue reclutado a la pesquería solamente dos veces al año. Es posible que el reclutamiento ocurra más de dos veces al año porque los peces son capaces de desovar casi cada día si la temperatura del agua es adecuada (Schaefer 1998).

Se incluye en el modelo una curva población-reclutamiento de Beverton-Holt (Beverton y Holt 1957). Esta relación permite al reclutamiento medio disminuir a medida que disminuye el tamaño de la población reproductora. La inclinación de esta relación puede ser estimada dentro del modelo. Para las evaluaciones del aleta amarilla y patudo supusimos que no había una relación entre reclutamiento y el tamaño de la población reproductora (IATTC 2000) y que el reclutamiento varía aleatoriamente alrededor de un valor promedio independiente del tamaño de la población reproductora. Se permite también al reclutamiento variar aleatoriamente entre períodos y cambiar con un patrón estacional. Se aplica un constreñimiento a la variación en el

reclutamiento para que sea consistente con otras poblaciones de peces y para estabilizar el procedimiento de estimación. Se usa la proporción de hembras maduras en cada clase de edad para estimar la biomasa reproductora de la población. Se estima la proporción de hembras maduras por edad a partir de la talla media por edad, la proporción madura por edad, y la proporción de sexos por edad (Tablas 5 y 6).

La presente evaluación de la población contiene el supuesto que las condiciones oceanográficas podrían influir sobre el reclutamiento del atún en el OPO. Este supuesto es apoyado por observaciones que el desove del aleta amarilla depende de la temperatura (Schaefer 1998) y que estimaciones previas del reclutamiento están correlacionadas con eventos de El Niño (Joseph y Miller, 1989). A fin de incorporar la posibilidad de una influencia ambiental sobre el reclutamiento del atún en el OPO, se incluye una variable de temperatura en el modelo de evaluación, y se determina si existe una relación estadísticamente significativa entre esta variable y las estimaciones de reclutamiento. Se incluyeron los datos en el modelo con base en el trimestre en el que fueron criados los peces. Se obtuvieron los datos de TSM del Climate Diagnostics Center del Servicio Nacional Oceánico y Atmosférico de EE.UU. en <http://www.cdc.noaa.gov/cgi-bin/Timeseries/timeseries1.pl> (Kalnay *et al.* 1996).

Para la evaluación del aleta amarilla, se usan anomalías medias de la TSM en una zona compuesta por dos rectángulos, de latitud 20°N a 11°S y longitud 99°O a 150°O y de latitud 11°N a 11°S y longitud 84°O a 101°O, como candidato de variable ambiental que afecta el reclutamiento. Para el patudo, se usan las anomalías medias de las TSM en una zona entre latitud 11°N y 14°S y longitud 81°O y 150°O para este propósito. Se incluyen estos datos en el modelo de evaluación con un retardo de dos trimestres (la edad de la primera clase de edad en el modelo).

3.3.3. Estructura de la población

Para los fines de esta evaluación, se supone que las tasas de desplazamiento de los atunes por el OPO son suficientemente rápidas como para asegurar que la población esté mezclada aleatoriamente al principio de cada trimestre del año. Se supone que la emigración de atunes en el OPO de la zona no es significativa y que los desplazamientos dentro del OPO son tales que se puede considerar a la población como una sola población. Este supuesto es apoyado en el caso del aleta amarilla por los datos analizados en Suzuki *et al.* (1978).

3.3.4. Mortalidad natural

No existen estimaciones fidedignas de la mortalidad natural de atunes en el OPO. Elaboramos por lo tanto un calendario de mortalidad natural por edad basado en supuestos biológicos y estimaciones de mortalidad natural de otras poblaciones de atunes.

En gran parte del Pacífico, la proporción de aletas amarillas y patudos machos y hembras en la captura cambia a favor de los machos a medida que aumenta el tamaño de los peces en la captura (Schaefer 1998, por ejemplo). Según Everett y Punsly (1990), esto podría ser debido a que (1) las hembras grandes son menos vulnerables a la pesca que los machos grandes (tal vez porque no ocurren hembras grandes en las zonas principales de pesca), (2) las hembras crecen más lentamente que los machos, o (3) las hembras grandes mueren más rápidamente que los machos grandes (tal vez porque los costos fisiológicos de la reproducción sean mayores para las hembras). La primera interpretación es inverosímil porque la proporción de sexos es similar en las pesquerías palangrera y cerquera, asimismo la segunda porque no ocurre acumulación observada de hembras a tamaños menores. La tercera interpretación es por lo tanto la más probable (Everett y Punsly 1990), y se usa en la evaluación siguiente de las poblaciones de aleta amarilla y patudo del OPO.

Para la presente evaluación, se supone que, a medida que crecen los atunes, la tasa de mortalidad natural (M) cambia. Este supuesto es similar al que se hizo en evaluaciones previas del aleta amarilla por el personal de la CIAT, en las que se supone que la tasa de mortalidad natural aumenta para las hembras a partir de la edad de 30 meses (IATTC 2000, por ejemplo). En la presente evaluación no se trata a los machos y las hembras por separado, y se trata la tasa de mortalidad natural como una tasa común para ambos sexos combinados. El uso de una curva de mortalidad natural combinada que cambia con la edad es justificable del punto de vista biológico. Se supone que la curva de mortalidad consiste de tres fases (Figuras 7 y 8).

Al principio de la vida, en la primera fase de la curva de mortalidad, se supone que M es alta porque los atunes de ambos sexos son pequeños y vulnerables a la depredación por otros peces. A medida que crecen los peces durante esta fase, se hacen menos vulnerables a la depredación, y se supone que la tasa de mortalidad natural disminuye (Figuras 7 y 8).

Después del inicio de la madurez sexual, en la segunda fase de la curva de mortalidad natural, se supone que la M combinada aumenta con la edad (Figuras 7 y 8). Se atribuye el aumento en M a un aumento en la M de hembras solamente. Este aumento es consistente con la tercera interpretación de cambios en las proporciones de sexos por tamaño antes descrita.

Por último, en la tercera fase de la curva de mortalidad, se supone que la tasa combinada de mortalidad natural disminuye (Figuras 7 y 8). Esta disminución ocurre porque la tasa alta para las hembras durante la segunda fase de la curva de mortalidad habría eliminado la mayoría de las hembras de la población. Bajo estas condiciones, la tasa combinada de mortalidad natural disminuye y finalmente equivale a la tasa supuesta para los machos una vez muertas todas las hembras.

Datos de aletas amarillas y patudos marcados y recapturados en el Pacífico occidental y central (Hampton 2000) y estimaciones para el aleta amarilla en la misma zona en modelos de evaluación de poblaciones (Hampton y Fournier 2000) sugieren que la tendencia arriba descrita es razonable. En las Figuras 7 y 8 se grafican los valores de M trimestral usados en las presentes evaluaciones del aleta amarilla y patudo. Se calcularon estos valores con base en los supuestos arriba descritos, ajustes a los datos de proporciones de sexos (Schaefer 1998), y una comparación de los valores con aquéllos estimados para los atunes en el Pacífico occidental y central (Hampton 2000; Hampton y Fournier 2000).

3.3.5. Capturabilidad

Se supone que las condiciones oceanográficas podrían afectar la eficacia de las distintas pesquerías que capturan atún en el OPO. Se reconoce generalmente que dichas condiciones afectan el comportamiento de las artes de pesca. Por ejemplo, el corte de corrientes cambia la forma de los palangres atuneros y afecta la profundidad de pesca efectiva del arte (Mizuno *et al.* 1999) y condiciones ambientales pueden modificar la distribución horizontal y vertical de hábitats favorables (Hinton y Nakano 1996). Joseph y Miller (1989) descubrieron que las tasas de captura de aleta amarilla y barrilete están correlacionadas con la profundidad de la termoclina; una termoclina más profunda durante eventos de El Niño reduce la capturabilidad. En la presente evaluación del aleta amarilla y patudo en el OPO, se supone que las condiciones ambientales podrían afectar la eficacia de las pesquerías de superficie y palangrera. Aunque hay muchas variables oceanográficas que podrían afectar el desempeño de estas pesquerías (profundidad de la termoclina o tensión del viento, por ejemplo), se supone que se pueden usar datos de TSM para aproximar los efectos de estas variables. A fin de incorporar la posibilidad de influencias ambientales sobre el desempeño de las pesquerías, se incluyen datos de temperatura en la evaluación de las poblaciones, y se determina si existen relaciones estadísticamente significativas

entre estos datos y estimaciones de la eficacia de varias pesquerías. Para la presente evaluación, se incluyeron anomalías de las TSM en “zonas núcleo” dentro de las pesquerías (ilustradas en las Figuras 1 y 2) como candidatos de variable ambiental. Los datos de TSM provienen del Climate Diagnostics Center del Servicio Nacional Oceánico y Atmosférico de EE.UU. en <http://www.cdc.noaa.gov/cgi-bin/Timeseries/timeseries1.pl> (Kalnay *et al.* 1996). No se incluyeron variables ambientales para la pesquería palangrera en la evaluación del patudo, sino esfuerzo estandarizado generado con análisis de árboles de regresión (Watters y Deriso 2000). El esfuerzo fue estandarizado para mes, latitud, y longitud.

Cabe destacar que se supuso que las condiciones ambientales no afectan la eficacia de las pesquerías de descartes. Se adoptó este supuesto porque se supuso que los datos de captura y esfuerzo de estas pesquerías son tan variables que no pueden proporcionar la información necesaria para determinar si hay un efecto ambiental significativo.

3.4. Parámetros del modelo

En la Tabla 7 se describen en términos generales los parámetros del modelo y se señala cuáles son estimados para los análisis del caso base para el aleta amarilla y patudo.

4. RESULTADOS

El modelo A-SCALA de evaluación de poblaciones produce numerosos resultados; en Maunder y Watters (2001) se presentan conjuntos completos de los mismos para el aleta amarilla y en Watters y Maunder (2001) para el patudo. En esta sección presentamos los resultados principales de estas aplicaciones, y destacamos algunos de los aspectos más interesantes de los análisis. Comparamos también nuestros resultados con los que se obtuvieron previamente con análisis de cohortes.

4.1. Ajustes y estimación

El modelo A-SCALA es ajustado a datos de captura y de captura proporcional a talla. En promedio, las frecuencias de talla predichas se ajustan bien a las frecuencias de talla observadas para el aleta amarilla y el patudo también (Figuras 9 y 10). Sin embargo, conjuntos individuales de datos de frecuencia de talla de estratos de tiempo y arte demuestran ajustes muy buenos (pesquería 4 de aleta amarilla 1999 trimestre 1, Figura 11, y pesquería de patudo 3 1998 trimestre 4, Figura 12) y muy malos (pesquería de aleta amarilla 4 1999 trimestre 4, Figura 11, y pesquería de patudo 4 1999 trimestre 2, Figura 12). Los ajustes pobres de algunos conjuntos individuales de datos de frecuencia de talla son de esperar porque cada uno de estos conjuntos es solamente una muestra de la captura total, y a menudo el tamaño de la muestra es pequeño. Por lo tanto, el conjunto de datos podría no ser una buena representación de la distribución real de las frecuencias de talla de la captura. Hay también procesos no incluidos en el modelo que podrían causar diferencias entre las predicciones y los datos observados (variación temporal en las tasas de crecimiento, por ejemplo). A diferencia de los datos de frecuencia de talla, se supone que se sabe exactamente la captura total, por lo que se construye severamente el ajuste a los datos de captura. Dado este supuesto, la captura predicha concuerda casi perfectamente con los datos de captura observados. Los datos de captura no son probablemente tan bien conocidos como suponemos, pero el procedimiento de estimación se vuelve inestable si se incluye demasiada incertidumbre en los datos de captura total para todas las pesquerías.

Encontramos problemas de convergencia al estimar los parámetros de crecimiento en las aplicaciones tanto del aleta amarilla como del patudo. Cuando se obtuvo convergencia los resultados no fueron razonables del punto de vista biológico. Para la aplicación al aleta amarilla

tuvimos que fijar todos los parámetros de crecimiento excepto las tallas individuales a edad para las primeras edades. Se fijaron estos parámetros, usando estimaciones de estudios previos y examinando la variación en los conjuntos de datos de frecuencia de talla. Para la aplicación al patudo, se fijaron la varianza de la talla a edad y la tasa de crecimiento, y se construyó la talla de la edad máxima para quedar por debajo de estimaciones previas de L_∞ . No queda claro porque nos resultó difícil estimar todos los parámetros de crecimiento. Fournier *et al.* (1998), usando MULTIFAN-CL, pudieron estimar parámetros de crecimiento para el albacora del Pacífico Sur consistentes con estimaciones basadas en el número de anillos vertebrales.

Tuvimos también dificultades para estimar los parámetros de selectividad. Se estimó a menudo que eran altamente selectivos a favor de individuos mayores, aun si no se observaban dichos individuos en los datos de frecuencia de talla. Superamos este problema fijando la selectividad en cero para las edades sin capturas observadas en los datos de frecuencia de talla. Las estimaciones finales de selectividad tenían picos múltiples para muchas de las pesquerías, inesperadas debido a la penalidad de suavidad incluida en la función objetivo. Estos picos podrían haber resultado de que (1) distintas secciones en una pesquería seleccionen peces de distintos tamaños o (2) el procedimiento de estimación intente explicar variación no causada por selectividad (por ejemplo, variación temporal en la tasa de crecimiento o en la distribución de la población).

El tamaño de muestra ejerció una influencia grande sobre la calidad del ajuste de los datos de frecuencia de talla y los resultados generales del modelo. Las muestras de datos de frecuencia de talla palangreros son muy grandes, y estos datos dominan la verosimilitud. Después de pruebas iniciales del modelo, decidimos reducir la ponderación de los datos de tamaño de muestra para las frecuencias de talla. Usamos el número de bodegas muestreadas en lugar del número de peces muestreados para las pesquerías de cerco. Supusimos que esto era una medida mejor del tamaño de la muestra porque cada bodega contiene a menudo peces de un solo lance, cada lance captura generalmente peces de un solo cardumen, y los cardúmenes de atunes a menudo consisten de peces de tamaño homogéneo. Asignamos una ponderación menor al tamaño de muestra palangrera, escalando los datos de tal forma que el tamaño de muestra medio fue igual al tamaño de muestra medio de las pesquerías cerceras. Esta reducción es consistente con otros estudios que sugieren que tamaños de muestra reales asignan demasiado peso en evaluaciones que se ajustan a datos de captura por edad con base en una función de verosimilitud multinomial (Crone y Sampson 1998).

4.2. Biomasa

Se estimó que la biomasa de tanto el aleta amarilla como el patudo está por encima del nivel que soportaría el RMSP. Se estimó el B_{RMSP} de aleta amarilla en un 25% de la biomasa media no explotada. La biomasa de aleta amarilla disminuyó de alrededor del nivel de B_{RMSP} en 1975 a aproximadamente la mitad de dicho nivel en 1983 y luego aumentó y siguió por encima del nivel de B_{RMSP} durante el resto del período (Figura 13). El aumento en biomasa durante 1983 corresponde a un cambio en el régimen de reclutamiento, y también a una reducción en el número de lances no asociados y un aumento en el número de lances sobre delfines. Estos cambios en esfuerzo incrementaron el tamaño medio de los peces capturados, y redujeron por lo tanto la mortalidad de peces pequeños, lo cual contribuyó al aumento en biomasa. Se estima que la biomasa de patudo en el OPO estuvo por encima de B_{RMSP} durante el período entero desde 1975 (Figura 14). La biomasa alcanzó su punto máximo en 1985, y luego disminuyó, pero ha aumentado marcadamente en los últimos años.

4.3. Reclutamiento

Las estimaciones de reclutamiento de ambas especies variaron mucho durante el período de la evaluación (Figuras 15 y 16). La variación temporal en el reclutamiento del patudo antes de 1992 es mucho menor que después, y asimismo menor que para el aleta amarilla. Esta falta de variación se debe a que hay muy poca información sobre el patudo pequeño en los datos antes de 1993. La pesquería sobre plantados comenzó en 1993, y antes de esa fecha el patudo era capturado en cantidades importantes principalmente por las pesquerías palangreras. Estas pesquerías capturan solamente patudo grande, y, a esos tamaños, cohortes consecutivas son de tamaños medios similares, con grandes variaciones en tamaño, lo cual oculta toda señal sobre la fuerza de cohortes en los datos de frecuencia de talla. Se puede ver esta falta de información también si se comparan los intervalos de confianza con aquéllos del aleta amarilla, que son mucho más pequeños. Algunas pesquerías de aleta amarilla capturan varios tamaños diferentes durante el período entero, lo cual proporciona información sobre la fuerza de las cohortes para todos los años.

El reclutamiento parece estar relacionado con el tamaño de la población en el caso del aleta amarilla (Figura 17), pero no del patudo (Figura 18). La relación aparente entre el tamaño de la población y el reclutamiento del aleta amarilla se debe a que existen dos regímenes diferentes de productividad, con un cambio entre los dos en 1983. Si el reclutamiento aumenta debido a un nuevo régimen de productividad, la biomasa aumenta también. Por lo tanto, tanto el reclutamiento como la biomasa son altos en un régimen y bajos en el otro, dando la impresión de una relación población-reclutamiento. Se puede ver esto como dos nubes de puntos en la gráfica de población y reclutamiento (Figura 17). Se ignora la causa del cambio de régimen de productividad para la especie.

El reclutamiento está relacionado positivamente con TSM en el caso del aleta amarilla (Figura 17), pero no del patudo (Figura 18). Gran parte de esta correlación se debe a una señal estacional en la TSM y el reclutamiento. La falta de una relación significativa entre TSM y reclutamiento en el caso del patudo podría deberse a las estimaciones pobres de reclutamiento antes de 1992, antes mencionadas. Una correlación del reclutamiento con una serie de tiempo ambiental permitiría saber la fuerza de una cohorte antes de que ingresara a la pesquería, lo cual permitiría tomar decisiones de ordenamiento más informadas. Sin embargo, la relación en el caso del aleta amarilla parece a la vista ser débil y de poco poder de predicción. Se deberían investigar otras series de tiempo ambientales potencialmente más apropiadas para pronosticar el reclutamiento de las dos especies.

Una característica importante de las estimaciones de reclutamiento para las dos especies es el reclutamiento bajo estimado para los trimestres más recientes, precedido por un pulso fuerte en el reclutamiento. Las estimaciones de reclutamiento bajo a la pesquería en los últimos trimestres se basan en los datos de frecuencia de talla de 1999 de las pesquerías sobre objetos flotantes (Figuras 11 y 12). A pesar de las altas tasas de captura (Figuras 19 y 20) en algunas de estas pesquerías, fueron capturados pocos aletas amarillas y patudos jóvenes en las pesquerías sobre objetos flotantes durante los trimestres tercero y cuarto de 1999, señalando un reclutamiento bajo. No hay información en los datos de frecuencia de talla sobre las cohortes criadas durante 1999, por lo que se ignora la abundancia de las mismas, que ingresarán a las pesquerías sobre objetos flotantes en 2000 y 2001. Los intervalos de confianza de las estimaciones más recientes de reclutamiento son grandes, debido a que estas cohortes han aparecido en pocos, o ninguno, de los conjuntos de datos de frecuencia de talla. La falta de peces pequeños en los datos de frecuencia de talla de 1999, debido presuntamente a un reclutamiento bajo, podría también

deberse a muestras de frecuencia de talla sesgadas, cambios en las tasas de crecimiento, cambios en selectividad, pesca dirigida a peces grandes, o más descartes de peces pequeños. Se dispondrá de más información sobre el tamaño de estas cohortes a medida que crezcan y se hagan vulnerables a otras pesquerías.

4.4. Selectividad

Las distintas pesquerías presentan patrones de selectividad muy variados. Las pesquerías sobre objetos flotantes capturan patudo y aleta amarilla pequeños. La pesquería costera sobre objetos flotantes, la pesquería principal sobre objetos flotantes antes de la introducción de plantados en 1993, captura patudo de mayor tamaño que las demás pesquerías sobre objetos flotantes, debido posiblemente a la presencia de una mayor proporción de objetos flotantes naturales en la zona costera. Las pesquerías sobre atunes no asociados generalmente capturan aletas amarillas y patudos más grandes que las pesquerías sobre objetos flotantes, y las pesquerías palangreras capturan los ejemplares más grandes. Las pesquerías sobre delfines capturan aleta amarilla más grande que las otras pesquerías de superficie. Estas diferencias en selectividad tienen consecuencias para el rendimiento por recluta, descritas más adelante.

4.5. Capturabilidad

La capturabilidad es altamente variable en la mayoría de las pesquerías, y no se sabe cuáles factores afectan estas fluctuaciones. La capturabilidad del aleta amarilla parece estar relacionada con la TSM solamente en la pesquería palangrera del sur, en la cual hay una relación positiva. Hay ciertas tendencias a largo plazo en la capturabilidad del aleta amarilla: en lances sobre objetos flotantes, la capturabilidad ha disminuido generalmente con el tiempo, mientras que en lances no asociados y sobre delfines y en la pesca con caña ha aumentado, excepto en la pesquería sobre delfines en la región de altura del sur, donde ha disminuido. Es difícil llegar a otras conclusiones generales sobre las demás pesquerías de aleta amarilla o patudo. Una relación entre una serie de tiempo ambiental y capturabilidad permitiría predecir las tasas de captura, y posiblemente diferenciar entre capturabilidad baja y abundancia baja. Se deberían investigar otras series de tiempo ambientales potencialmente más apropiadas para pronosticar la capturabilidad de las dos especies.

4.6. Crecimiento

Tal como se comentó anteriormente, tuvimos dificultades para estimar el crecimiento tanto del aleta amarilla como del patudo. Aparte de las primeras pocas clases de edad, se fijó el crecimiento del aleta amarilla y se construyó severamente el del patudo. Para ambas especies, las estimaciones de crecimiento de algunas de las primeras clases de edad señalaron tasas de crecimiento más bajas que en las clases de edad contiguas (Figuras 21 y 22). Esta deceleración en las tasas de crecimiento de individuos pequeños es consistente con estimaciones del Pacífico occidental obtenidas de datos de marcado, otolitos, y frecuencia de talla (Hampton y Fournier 2000).

4.7. Peso promedio

Las tendencias en el peso promedio de los peces capturados fueron muy diferentes para las dos aplicaciones. El peso promedio del aleta amarilla ha sido bien inferior al peso crítico desde el principio del período de la estimación (Figura 23). El peso promedio del patudo estuvo por encima del peso crítico hasta la expansión de las pesquerías sobre objetos flotantes en 1993 (Figura 24); desde entonces, ha disminuido a un nivel bien inferior al peso crítico. Es interesante notar que el peso promedio del aleta amarilla no demostró una disminución importante correspondiente a

la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes. Esto es consistente con las bajas capturas de la especie en esta pesquería.

Un peso promedio del aleta amarilla y patudo inferior al peso crítico sugiere que la explotación de estas poblaciones es excesiva del punto de vista de rendimiento por recluta. Esta sobrepesca de crecimiento es consecuencia de las pesquerías sobre objetos flotantes y atunes no asociados (Figuras 25 y 26). Tal como se comenta en mayor detalle más adelante, trasladar el esfuerzo a las pesquerías que capturan peces de mayor tamaño podría incrementar el rendimiento total.

4.8. RMSP

El nivel de esfuerzo en las pesquerías tanto del aleta amarilla como del patudo producirá capturas cercanas al nivel de RMSP, con la distribución actual de esfuerzo entre las pesquerías (Figuras 27 y 28). En el caso del patudo, el nivel de esfuerzo es mucho más bajo que el que corresponde al RMSP, pero, ya que la cima de la curva de rendimiento es plana, el rendimiento esperado es tan sólo ligeramente inferior al RMSP. En el caso del aleta amarilla, el esfuerzo actual es cercano al nivel de esfuerzo que produciría el RMSP. Reducir el esfuerzo, que reduciría el costo de la pesca, resultaría en una disminución solamente marginal en el rendimiento medio de aleta amarilla a largo plazo, con el beneficio de un aumento relativamente grande en la biomasa reproductora de la especie.

La estimación del RMSP, y sus cantidades asociadas, es sensible al patrón de selectividad por edad usado en los cálculos. Las cantidades basadas en RMSP descritas previamente se basaron en el patrón de selectividad medio de todas las pesquerías combinadas, calculado a partir de la distribución actual de esfuerzo entre pesquerías. Distintas distribuciones de esfuerzo de pesca cambiarían este patrón. A fin de ilustrar cómo el RMSP podría cambiar si se distribuyera el esfuerzo de otra manera entre las distintas pesquerías (excepto las de descartes), se repitieron los cálculos de RMSP usando el patrón de selectividad por edad estimado para cada pesquería (Tablas 8 y 9). Sería posible incrementar el RMSP mucho para ambas especies si se asignara el esfuerzo a pesquerías que capturan los peces más cerca del peso crítico; para esto se pescaría el aleta amarilla con palangre y con red de cerco en asociación con delfines y el patudo con palangre. Estas pesquerías producirían también niveles mayores de biomasa en RMSP. Ya que no existe una relación población-reclutamiento, estos resultados reflejan un balance de rendimiento por recluta entre las artes de pesca. No se sabe si incrementar el esfuerzo en las pesquerías palangreras y sobre delfines es práctico, rentable, o siquiera si produciría los rendimientos estimados en este análisis. Sin embargo, el análisis sí indica bien los efectos de la pesquería sobre objetos flotantes. Estos resultados también dependen mucho de la mortalidad natural por edad usada en el análisis, y los valores de mortalidad natural para el aleta amarilla y patudo son altamente inciertos.

El cambio de régimen aparente en la productividad del aleta amarilla que comenzó en 1985 podría requerir un método diferente para estimar el RMSP. Distintos regímenes darán lugar a distintos valores de RMSP. En la Tabla 10 se presentan estimaciones del RMSP y los valores asociados para los dos regímenes, usando el reclutamiento medio durante 1975-1984 y 1985-1999. El RMSP calculado para el régimen actual es un 14% mayor que el RMSP estimado para el período entero de 1975-1999, y un 45% mayor que el del período que terminó en 1984.

4.9. Proyecciones a futuro

Las proyecciones a futuro demuestran que hay incertidumbre considerable en las estimaciones de biomasa (Figuras 29 y 30) y captura (Tables 11 y 12) futuras. Estos resultados suponen

incertidumbre solamente en el reclutamiento futuro, y subestiman por lo tanto la incertidumbre real. Inclusión de incertidumbre en las estimaciones de los parámetros y la variación en capturabilidad incrementaría mucho la incertidumbre en las estimaciones de captura y biomasa futuras. Parece también existir autocorrelación en el reclutamiento, e incluirla en las proyecciones a futuro incrementaría la incertidumbre. Por otro lado, encontrar una buena relación entre una serie de tiempo ambiental y reclutamiento y entre una serie de tiempo ambiental y capturabilidad reduciría tal vez la incertidumbre en las proyecciones a futuro, particularmente si se pudiera pronosticar el índice ambiental.

Las cohortes fuertes de aleta amarilla y patudo que aparentemente fueron reclutadas a las pesquerías en el OPO durante 1997-1998 causaron un incremento del SBR (Figuras 29 y 30), y se predice que las cohortes débiles que ingresaron a la pesquería en 1999 lo reducirán. Esta reducción del SBR es facilitada por el uso de reclutamiento promedio durante el período de 1975-2000 en las proyecciones (con variación temporal alrededor de este promedio). Con los niveles actuales de esfuerzo, se predice que la biomasa de aleta amarilla disminuirá a niveles cercanos a los que producirían el RMSP y que la de patudo permanecerá por encima de dichos niveles. Estos resultados son consistentes con los resultados que el esfuerzo actual está alrededor del esfuerzo que produciría el RMSP en el caso del aleta amarilla y por debajo de dicho nivel en el caso del patudo.

Cambiar el esfuerzo en las pesquerías de superficie y reducir los descartes pueden influir sobre los niveles de biomasa (Figuras 29 y 30) y las capturas (Tablas 11 y 12). Eliminar los descartes de la pesquería (es decir, todos los peces descartados sobreviven) ejercería un efecto importante sobre las capturas y nivel de biomasa futuros del patudo, pero no del aleta amarilla. El efecto de cambiar el esfuerzo en la pesquería de superficie sería moderado en el caso de las capturas de patudo en las pesquerías tanto de superficie como palangrera y la biomasa de patudo, y sustancial en el caso de la biomasa de aleta amarilla, e influiría sobre las capturas palangreras de aleta amarilla, pero no las de superficie.

Los resultados de estas simulaciones fueron calculados con el reclutamiento promedio de 1975-1999. Tal como se comentó anteriormente, parece que el aleta amarilla ha estado en un régimen de productividad más alta en los últimos 15 años. Si se repitieran las simulaciones, usando un reclutamiento promedio basado en el período de 1985-1999, las estimaciones de SBR y capturas serían mayores.

4.10. Pruebas de hipótesis

Realizamos varias pruebas de hipótesis para determinar la estructura adecuada del modelo. Sin embargo, ya que hay un gran número de posibilidades, y la demanda de computación del modelo es intensa, no pudimos investigar cada posibilidad. Elegimos siete modelos para probar para la aplicación al aleta amarilla:

1. El modelo de caso base: incluye la serie de tiempo ambiental para reclutamiento y capturabilidad, y desviaciones temporales del reclutamiento, pero ningún componente estacional.
2. Igual que (1), pero con β^R fijado en 0.
3. Igual que (1), pero sin residuales de reclutamiento $\varepsilon^R = 0$.
4. Igual que (2), pero con un componente estacional estimado para el reclutamiento.
5. Igual que (1), pero con un componente estacional estimado para el reclutamiento.
6. Igual que (1), pero con un componente estacional estimado para la capturabilidad en la pesquería 11 (palangre del norte).
7. Igual que (1), pero sin un componente estacional estimado para la capturabilidad en la pesquería 12 (palangre del sur).

Los resultados de la prueba de hipótesis varían, según si se usan los criterios AIC o BIC (Tabla 13). Con el criterio AIC, el modelo con índice ambiental y estacionalidad en el reclutamiento (5) es el mejor de los 7 investigados. El AIC también prefiere reclutamiento estacional (4) a la relación entre reclutamiento y la serie de tiempo ambiental (1), e indica apoyo marginal de una capturabilidad estacional en la pesquería palangrera del norte (compárense 6 y 1). Con el criterio BIC, el modelo sin residuales de reclutamiento (3) es el mejor de los 7 investigados. El BIC también indica que añadir cualquier parámetro produciría un modelo peor, con la excepción de la relación de TSM con capturabilidad en la pesquería palangrera del sur, significativa para el AIC y el BIC. Debido al gran número de puntos de datos (1261 puntos de datos de captura y 1036 conjuntos de datos de captura a talla, 180 intervalos de talla en el modelo, 1036x180 puntos de datos de captura a talla, un total de 187,741 puntos de datos), el BIC requiere un aumento de 12.14 unidades del negativo del logaritmo de la verosimilitud para cada parámetro adicional. No queda claro cómo contar puntos de datos que provienen de distintos tipos de datos. Esto vale particularmente para los datos de frecuencia de talla, compuestos por 1036 conjuntos de datos de captura a talla, cada uno de los cuales incluye 180 clases de talla. Hay asimismo un gran número de constreñimientos que actúan como datos, y no queda claro si (o cómo) deberían ser incluidos en los cálculos. La mejor selección de criterios está probablemente en algún punto entre los extremos de AIC y BIC. Es también interesante notar que los resultados de parámetros de ordenamiento y estado son esencialmente idénticos para todos los modelos, excepto el modelo que no estima los residuales de reclutamiento (3). Este resultado se debe a la gran cantidad de información contenida en los datos y a que no hay ningún período que contenga varios años consecutivos sin datos de captura a talla.

Los resultados obtenidos con los factores de Bayes son similares a los que se obtuvieron con el AIC. Esto no es sorprendente, dado que dichos factores y el AIC dependen del número de parámetros, pero no del número de puntos de datos.

4.11. Comparaciones con evaluaciones previas

Evaluaciones previas del patudo y aleta amarilla realizadas por la CIAT se basaron en la técnica de análisis de cohortes, considerablemente diferente del método A-SCALA. Las tres diferencias principales entre los dos son que A-SCALA (1) es estocástico en lugar de determinístico, (2) impone constreñimientos sobre la capturabilidad por edad, y (3) determina la captura a edad con un método diferente.

4.11.1. Comparaciones de biomasa y reclutamiento con evaluaciones previas

Las estimaciones de reclutamiento (Figura 31) y biomasa (Figura 32) del aleta amarilla de A-SCALA son similares a las evaluaciones previas obtenidas con análisis de cohortes. El reclutamiento relativo estimado por los dos métodos presenta patrones similares de picos y valles. La diferencia más importante ocurre en el penúltimo año de la evaluación, para el cual A-SCALA predice un reclutamiento muy grande. Ya que este es el último año de la evaluación del análisis de cohortes, hay poca información en los datos acerca del reclutamiento, y el supuesto de defecto usado en el análisis es mantener el reclutamiento cercano al promedio cuando no hay información. Por contraste, el método A-SCALA tiene el año adicional de información, y también permite a la frecuencia de talla y tasas de captura de peces pequeños determinar los niveles de reclutamiento.

La biomasa de aleta amarilla estimada con los dos métodos es muy similar, con una tendencia ascendente a partir de 1985 (Figura 32). Hay una ligera diferencia en las trayectorias de

la biomasa a partir de 1985: A-SCALA estima un ligero aumento y el análisis de cohortes una ligera disminución.

En el caso del patudo, las comparaciones son menos similares que en el caso del aleta amarilla. Los picos y valles de los reclutamientos de las dos evaluaciones (Figura 33) son menos similares que las del aleta amarilla. El reclutamiento del análisis de cohortes muestra menos variación, debido probablemente a la imposibilidad de determinar clases de edad con precisión a partir de los datos de frecuencia de talla de la pesca palangrera. El análisis de cohortes incluyó datos hasta 1996 solamente, y por lo tanto no brinda estimaciones del reclutamiento grande observado en 1997. La biomasa absoluta es ligeramente menor en la evaluación previa basada en análisis de cohortes (Figura 34), pero las tendencias son muy similares.

5. DISCUSIÓN

Desarrollamos A-SCALA, un análisis estadístico de captura a talla estructurado por edad, para evaluar las poblaciones de atunes en el OPO. El modelo A-SCALA comparte muchas características con el modelo MULTIFAN-CL recién desarrollado de Fournier *et al.* (1998). Pruebas de simulación de A-SCALA (resultados inéditos) y MULTIFAN-CL (Jim Ianelli, Alaska Fishery Science Center, Seattle, EE.UU., com. pers.) señalan que este tipo de modelo funciona bien bajo condiciones simuladas sencillas. No obstante, hay todavía varias áreas en las que es necesario perfeccionarlos. Por ejemplo, tuvimos dificultades para estimar los parámetros de crecimiento para el aleta amarilla y patudo, y son necesarias pruebas extensas de estos métodos.

La metodología A-SCALA es muy flexible, y puede ser modificada para incluir cualquier tipo de dato o supuesto. El enfoque estadístico permite la inclusión de cualquier conjunto de datos, siempre que sea posible modelar la relación entre la dinámica de la población y los datos observados. El método A-SCALA usa un marco bayesiano, y puede por lo tanto incluir también información aparte de datos observados. Por ejemplo, información sobre la inclinación del reclutamiento a la población (Myers *et al.* 1999) podría ser incorporada, usando la distribución de estimaciones de especies similares o de otras poblaciones de la misma especie. Se pueden también incluir en el modelo supuestos alternativos sobre la estructura del mismo.

El marco usado en A-SCALA pretende integrar todos los datos y análisis disponibles en el modelo de evaluación, y esto permite la inclusión de toda incertidumbre en los resultados de la evaluación. Los métodos que usan un conjunto de análisis secuenciales normalmente no propagan incertidumbre entre los análisis, y por lo tanto no representan adecuadamente las incertidumbres que contienen (Maunder 1998). La base estadística de A-SCALA permite también el cálculo de intervalos de confianza y pruebas de hipótesis. Las pruebas de hipótesis son un instrumento útil para guiar el desarrollo del modelo, y pueden también ser usadas para desarrollar relaciones con series de tiempo ambientales que pueden ser usadas para reducir la incertidumbre en predicciones futuras, brindando así una base para decisiones de ordenamiento más informadas.

A-SCALA es un modelo complejo con un gran número de parámetros, y requiere por lo tanto computadoras potentes; aun así se requiere de mucho tiempo para producir un solo conjunto de estimaciones de parámetros, lo cual incrementa mucho el tiempo que se tarda en desarrollar un modelo de este tipo. A medida que aumente la potencia de las computadoras en el futuro, los métodos similares a A-SCALA se harán más prácticos para la evaluación rutinaria de poblaciones. Computadoras de mayor potencia permitirán también pruebas mucho más completas de estos modelos. Creemos que modelos similares a A-SCALA y MULTIFAN-CL (Fournier *et al.* 1998) formarán la base de evaluaciones futuras de la mayoría de las poblaciones principales de peces.

5.1. Dificultades para estimar parámetros

Tuvimos dificultades para estimar varios parámetros en el modelo, particularmente los de crecimiento y selectividad. En la evaluación del aleta amarilla, todos los parámetros de crecimiento excepto la talla media individual a edad para las primeras pocas edades fueron fijados; en la del patudo, la varianza de la talla a edad y la tasa de crecimiento fueron fijadas. Tuvimos problemas también con la estimación de la selectividad para las edades para las cuales había poca información en los datos. Dado el gran número de parámetros en el modelo, no nos sorprendió la dificultad que tuvimos para estimar algunos de ellos. Sin embargo, muchos de los parámetros fueron constreñidos por distribuciones normales que las determinaron bien, aun si no había información pertinente en los datos. Desgraciadamente, los parámetros de crecimiento que no pudimos estimar son un componente importante de la evaluación, y son necesarios buenas estimaciones de los mismos. Pudimos fijar estos parámetros con información adicional (datos de mercado y de otolitos). Será importante integrar esta información adicional en evaluaciones futuras. Fournier *et al.* (1998) pudieron estimar el crecimiento de albacora con MULTIFAN-CL, y no queda claro cuáles diferencias entre los dos modelos permiten a MULTIFAN-CL estimar el crecimiento.

5.2. Pruebas de hipótesis

El método A-SCALA puede ser usado para realizar pruebas de hipótesis para ayudar a determinar la estructura óptima del modelo. Probamos el significado de incluir variables ambientales y estacionales para reclutamiento y capturabilidad, usando los criterios AIC y BIC y factores de Bayes. Los resultados del último y del AIC fueron similares; las diferencias en los resultados del BIC se deben a su dependencia del número de puntos de datos, numerosos en las evaluaciones de aleta amarilla y patudo. Es difícil determinar el número de puntos de datos por usar en el BIC. Tenemos dos tipos de datos, captura y frecuencia de talla. Los de frecuencia de talla consisten de un número de clases de talla para cada conjunto de datos de frecuencia de talla (estratos de año-arte-área). Para una verosimilitud multinomial el número de puntos de datos es igual al tamaño de la muestra de frecuencias de talla, y por lo tanto el tamaño de la muestra podría ser una medida más apropiada del número de puntos de datos. Hace falta una mayor investigación para desarrollar un criterio apropiado para determinar la estructura óptima del modelo en este tipo de evaluación.

Un aspecto interesante de las pruebas de hipótesis es que, aunque los parámetros adicionales son significativos (bajo el AIC y factores de Bayes), incluirlos en el análisis no cambia los resultados. Esto se debe a la gran cantidad de datos disponibles para todos los años y a que las desviaciones del reclutamiento o esfuerzo explican la variación que de otra manera sería explicada por las variables ambientales y estacionales. Maunder y Watters (2003) demostraron que cuando hay una gran cantidad de datos para todos los años, incluir una serie de tiempo ambiental en el modelo no cambia los resultados, pero si hay años sin datos, incluir la serie de tiempo ambiental puede mejorar los resultados.

5.3. Inclusión de series de tiempo ambientales en la evaluación de la población

Descubrimos relaciones entre TSM y reclutamiento y entre TSM y capturabilidad. La relación entre TSM y reclutamiento fue buena para el aleta amarilla pero no para el patudo. El no poder descubrir una relación en el caso del patudo se debe probablemente al no poder estimar la variación en el reclutamiento en la evaluación de la especie, comentado más adelante. La buena correlación en el caso del aleta amarilla se debe probablemente al componente estacional descubierto en el reclutamiento y la serie de tiempo de TSM también (Figura 35). Esto es respaldado

por la indicación del AIC que el componente estacional es más importante que el componente de TSM. La evaluación del patudo no estimó un patrón estacional en el reclutamiento (Figura 36).

El método de Maunder y Watters (2003) de incluir series de tiempo ambientales en los modelos de evaluación de poblaciones resultó ser muy práctico para investigar las relaciones entre TSM, reclutamiento, y capturabilidad. Los resultados aquí presentados representan solamente un primer paso en la investigación de la relación entre el medio ambiente y procesos en el modelo de dinámica de población. Se espera que la investigación de series de tiempo alternativas explique más de la variación en reclutamiento y capturabilidad. Es posible que existan relaciones entre otros procesos de población (crecimiento o mortalidad natural, por ejemplo) que podrían estar relacionados con el medio ambiente. Si resulta posible descubrir buenos predictores de reclutamiento y capturabilidad, podrían ser usados como base para asesoría sobre tasas de captura y la estructura por tamaño de la captura. Se deberían realizar investigaciones para determinar la proporción de la variación que se necesita explicar para poder proporcionar asesoría útil para el ordenamiento.

5.4. Comparaciones con evaluaciones previas

Evaluaciones previas del patudo y aleta amarilla realizadas por la CIAT se basaron en la técnica de análisis de cohortes, considerablemente diferente del método A-SCALA. Las tres diferencias principales entre los dos son que A-SCALA (1) es estocástico en lugar de determinístico, (2) impone constreñimientos sobre la capturabilidad por edad, y (3) determina la captura a edad con un método diferente. A pesar de estas diferencias, las estimaciones de A-SCALA y de evaluaciones previas usando análisis de cohortes son muy similares en el caso del aleta amarilla.

5.4.1. Modelos determinísticos y estocásticos

Los análisis de cohortes son determinísticos, y suponen por lo tanto que se sabe la captura total a edad sin error. A-SCALA se basa en estadística, y modela explícitamente el error en los datos de captura total y en los datos proporcionales de captura a talla. Los análisis de cohortes, de la forma usada previamente por la CIAT, suponen que se conocen todos los parámetros del modelo sin error. A-SCALA permite la estimación de muchos de los parámetros del modelo. A diferencia de los análisis de cohortes, de la forma usada previamente por la CIAT, A-SCALA puede ser usado para calcular intervalos de confianza para valores estimados, permitiendo incorporar la incertidumbre en la evaluación de la población en la asesoría de ordenamiento. Las pruebas de hipótesis pueden ser usadas de guía para decidir la estructura apropiada del modelo. A-SCALA permite también la inclusión de distribuciones previas para los parámetros del modelo si se dispone de información adicional. El análisis de cohortes requiere un procedimiento adicional para calcular datos de captura a edad de las muestras de frecuencia de talla, y por lo tanto no toma en cuenta la incertidumbre en las estimaciones de la relación edad-talla. A-SCALA integra la incertidumbre en la relación edad-talla en el análisis mediante un ajuste directo a los datos de frecuencia de talla. Debido a estas diferencias en las metodologías, el análisis de cohortes es mucho menos intensivo del punto de vista de computación que A-SCALA, y requiere por lo tanto menos recursos de informática. Sin embargo, convertir datos de captura a talla en datos de captura a edad, necesario para poder realizar análisis de cohortes, puede, según el método usado, ser intensivo en computación.

5.4.2. Capturabilidad por edad

Los supuestos de A-SCALA y análisis de cohortes con respecto a la capturabilidad por edad son diferentes. El análisis de cohortes no impone constreñimientos sobre la capturabilidad por

edad, permitiendo cambios temporales en estos valores. A-SCALA construye la variación temporal en la capturabilidad por edad con un supuesto de separabilidad (la capturabilidad temporal por edad puede ser dividido en componentes temporal y por edad), un trayecto aleatorio sobre capturabilidad, y penalidades de curvatura para los parámetros de selectividad por edad. En términos sencillos, A-SCALA supone que parte de la variación en la capturabilidad por edad observada en los datos de captura a edad se debe a error de muestreo, pero el análisis de cohortes no.

5.4.3. Determinación de datos de captura a edad

El análisis de cohortes requiere estimaciones de captura a edad para todos los datos de captura, y son por lo tanto necesarios esquemas complicados de sustitución para derivar estimaciones de edad para las capturas de estratos (área-tiempo-arte) sin muestras de captura a edad. Es fácil reconocer que estos esquemas de sustitución pueden ser altamente sesgados si, por ejemplo, se usa la estructura de edades de un año con un pulso fuerte de reclutamiento para estimar la estructura de edades de otro año sin un pulso semejante. A-SCALA usa la dinámica estructural de la población para inferir la captura a edad en un estrato sin datos de la captura a edad en todos los otros estratos que contienen datos (nos referimos a información de captura a edad contenida en los datos de frecuencia de talla). A-SCALA esencialmente sustituye con el tiempo mediante el supuesto de selectividad constante y el modelo de dinámica de población, y entre estratos de área-arte mediante el modelo de dinámica de población. Desgraciadamente, debido al carácter complejo del modelo, es difícil incluir un gran número de pesquerías en los datos, y es por lo tanto necesario combinar más estratos de área y arte que tal vez en el caso de un análisis de cohortes para el cual los datos de captura a edad son determinados por un análisis separado. Por ejemplo, evaluaciones previas de la CIAT se basaron en intervalos mensuales, pero para las evaluaciones del aleta amarilla y patudo el método A-SCALA usa un intervalo trimestral. En el caso de estratos combinados en el método A-SCALA, se supone que todas las áreas combinadas tienen (o representan) la misma distribución media de captura a talla, y que cada muestra es una muestra aleatoria de esta distribución.

El análisis de distribución de mezcla de los datos de frecuencia de talla realizado previamente por la CIAT para convertir frecuencias de talla en frecuencias de edad (IATTC 2000) tiene menos constreñimientos que el modelo A-SCALA. Dicho análisis supone que la proporción de cada cohorte en la población es independiente entre años y entre estratos, y que la talla media a edad y la variación de la talla a edad pueden variar entre años dentro de límites (a menudo las estimaciones se encuentran en esos límites). A-SCALA supone que la proporción de cada cohorte en la población sigue el modelo de dinámica de población, y que la talla media a edad y la variación de la talla a edad no varían entre años.

5.4.4. Deficiencias del análisis de cohortes para estimar el reclutamiento

El análisis de cohortes tiene varias deficiencias con respecto a la estimación del reclutamiento anual que reducen su capacidad de determinar relaciones entre la fuerza del reclutamiento y variables explicativas. Su desventaja principal, en comparación con A-SCALA, es que supone que se sabe con exactitud la edad de individuos. Este supuesto es particularmente pertinente en el caso de artes que capturan peces de mayor edad porque es más difícil determinar la edad de los mismos y porque a menudo las distribuciones de frecuencia de talla de cohortes consecutivas se sobreponen considerablemente. Este último fenómeno incrementa el error en las edades determinadas con análisis de frecuencias de talla y oculta cohortes fuertes o débiles al asignar individuos incorrectamente a o de clases de edad contiguas. Además, estas clases de edad mayor han vivido una mortalidad acumulativa mayor, y por lo tanto cada pez cap-

turado está relacionado con un mayor número de reclutas que un pez más joven. De esta forma la captura de peces mayores abruma cualquier variación anual observada en las capturas de peces más jóvenes, cuya edad es conocida con mayor exactitud. El resultado es que los datos de pesquerías que capturan peces mayores causarán una reducción en la variabilidad estimada en el reclutamiento. Esto dificulta la determinación de relaciones entre reclutamiento y series de tiempo ambientales, porque dependen de variación interanual (o trimestral) en el reclutamiento. Por contraste, A-SCALA usa información de pesquerías que capturan peces más pequeños para determinar la fuerza de clases de edad, que a su vez determinará la edad de peces capturados en pesquerías que capturan peces mayores (modificada por el lapso en edad entre los peces capturados en cada pesquería).

Un problema adicional con el análisis de cohortes en la estimación de reclutamiento es causado por la necesidad de crear distribuciones de edad en casos en los que no se cuente con una. Si hay años sin muestra de frecuencia de talla, se usan muestras de otros años para estimar las frecuencias de talla. Esto significa que la fuerza de las cohortes estará sesgada. Por contraste, A-SCALA usa el modelo de dinámica de población para predecir la frecuencia de tallas, y por lo tanto no sesga la fuerza de las cohortes (en este respecto) si faltan datos.

La metodología A-SCALA puede también arrojar estimaciones pobres del reclutamiento si hay un período largo sin datos de captura a talla de pesquerías que capturan peces jóvenes, tal como se observa en el caso del patudo antes de 1993. Hubo muy poca captura de patudo en lances sobre objetos flotantes antes de 1993; se lograba la mayor parte de la captura con palangre, que captura peces grandes, mientras que la captura en los lances sobre objetos flotantes consiste de peces pequeños. Las estimaciones pobres del reclutamiento antes de 1993 se deben a que los datos de palangre no dan ninguna señal de la fuerza de las cohortes, debido a que—tal como se mencionó anteriormente—los peces son grandes, el crecimiento es lento, la talla media a edad es similar en cohortes consecutivas, y la variación en talla de una sola cohorte es grande. Estos factores llevan a que las distribuciones de frecuencia de talla de cohortes consecutivas se entremezclen. Como consecuencia, las estimaciones de reclutamiento antes de 1993 son muy inciertas (con intervalos de confianza grandes) y demuestran muy poca variación anual, y por lo tanto no podemos obtener una buena correlación con las series de tiempo ambientales. No obstante, sí obtuvimos una buena relación para el aleta amarilla porque se capturaron aletas amarillas pequeñas en lances sobre peces no asociados durante todo el período del estudio.

5.5. Comparación con MULTIFAN-CL

A-SCALA y MULTIFAN-CL (Fournier *et al.* 1998) se basan en muchos supuestos similares, pero los supuestos sobre estructura espacial y el uso de datos de marcado son diferentes. A-SCALA supone que hay una sola población, pero que las características espaciales de capturabilidad y selectividad pueden variar entre pesquerías. MULTIFAN-CL modela explícitamente la estructura espacial en la población. Desgraciadamente, hay normalmente poca o ninguna información sobre el intercambio de peces entre subpoblaciones. Para el análisis de la albacora del Pacífico Sur Fournier *et al.* (1998) tuvieron que incluir el constreñimiento que el reclutamiento ocurre en solamente una zona para permitir una estimación estable de los parámetros. Actualizaciones recientes de MULTIFAN-CL permiten la inclusión de datos de marcado para proveer información sobre desplazamientos (Hampton y Fournier 2001). Se ha demostrado que la integración de datos de marcado en modelos de captura a edad aumenta la precisión y exactitud de las estimaciones (Maunder 1998, 2001). A-SCALA y MULTIFAN-CL fueron aplicados a los mismos conjuntos de datos (patudo del OPO y del Pacífico entero, en colaboración con científicos de la Secretaría de la Comunidad del Pacífico), y produjeron tendencias

similares pero estimaciones diferentes de biomasa absoluta y tasas de mortalidad por pesca. No hemos estudiado a fondo el porqué de estas diferencias, pero podrían ser debidas a los distintos supuestos sobre la estructura de la población. Si se configura MULTIFAN-CL con los mismos supuestos que A-SCALA, los resultados son iguales (John Hampton, Secretaría de la Comunidad del Pacífico, com. pers.).

6. RECONOCIMIENTOS

Rick Deriso, Dave Fournier, John Hampton, Jim Ianelli, Victor Restrepo, y Pat Tomlinson hicieron sugerencias útiles sobre la metodología usada en este trabajo. Agradecemos especialmente a Pat Tomlinson sus percepciones útiles sobre las poblaciones de atunes en el OPO, la información sobre evaluaciones previas realizadas por la CIAT, y su ayuda para obtener los datos usados en los análisis; a Dave Fournier y John Hampton los detalles de los acontecimientos más recientes usados en la metodología MULTIFAN-CL; a Bill Bayliff sus comentarios sobre el manuscrito, y a James Ianelli y Andre Punt su revisión del mismo.

ANEXO A: ECUACIONES DEL MODELO

En lo siguiente se describen las ecuaciones usadas para ejecutar el método A-SCALA. En las ecuaciones a indica la edad (en años, trimestres, o meses, según la estratificación temporal del modelo) de un individuo en el modelo, comenzando por edad 1. La edad en el modelo podría no ser igual a la edad real del pez, debido a que la primera edad en el modelo representa un pez de más de un año de edad. La diferencia entre la edad real del pez y la edad en el modelo debe ser tomada en consideración al calcular los parámetros biológicos usados en el modelo, determinar la relación entre el tamaño de la población y reclutamiento, y determinar la relación entre el medio ambiente y reclutamiento. t indica el tiempo (años, trimestres, o meses, según la estratificación temporal del modelo), g indica la pesquería, que consiste de estratos de área, tiempo, y arte-tipo de lance, A es el número de clases de edad en el modelo (se usa la edad máxima para acumular todos los peces de edades mayores), y $N_{t,a}$ es el número de individuos de edad a en la población en el momento t . En la Tabla 14 se presentan los parámetros que pueden ser estimados en el modelo, y en la Tabla 15 los parámetros que son fijos en el análisis.

A.1. Condiciones iniciales

Se calcula el reclutamiento a la primera edad en la población inicial de la forma descrita en la sección sobre reclutamiento. Se supone que los números de peces a edad en la población inicial de más de la primera edad están en equilibrio en expectación, basado en el reclutamiento medio obtenido de la relación población-reclutamiento y la mortalidad por pesca. Se calcula la mortalidad por pesca a partir de la supervivencia media durante los ϕ primeros períodos de tiempo. Este método es más robusto a grandes mortalidades por pesca sencillas que el método de Fournier *et al.* (1998), que usaron la mortalidad por pesca media (o sea, a medida que la supervivencia, $\exp(-F \cdot M)$, se acerca a cero, F se hace muy grande porque M es fijo, y una F muy grande podría abrumar el promedio). No incluimos el efecto estacional sobre capturabilidad, sino que lo incluimos en la mayor variabilidad de las anomalías del reclutamiento, tal como se comenta más adelante. Un parámetro adicional que modifica la mortalidad por pesca inicial puede ser estimado para permitir a la mortalidad por pesca usada para generar la estructura inicial de edades diferir de la mortalidad por pesca estimada para los ϕ primeros períodos de tiempo. A continuación se modifican los números a edad por una anomalía del reclutamiento para tomar en cuenta fluctuaciones en el reclutamiento. Se usa un factor de corrección de sesgo logarítmico normal para eliminar sesgo en las estimaciones de las anomalías con respecto a las estimaciones de equilibrio cuando se imponen constreñimientos de distribución en estas anomalías. Se incrementa la desviación estándar para la distribución previa en estas desviaciones, con respecto a las desviaciones del reclutamiento usadas en la sección de dinámica, para tomar en cuenta cambios en las tasas históricas de explotación que pueden también afectar la estructura inicial de edades. No incluimos la variación estacional usada para el reclutamiento, pero la tomamos en cuenta en la mayor desviación estándar para la distribución previa sobre las anomalías. Ya que se modela la población de una situación explotada, es probable que haya muy pocos individuos vivos en las clases de edad mayores, reduciendo así la información disponible en los datos de frecuencia de talla para estimar las anomalías de las edades mayores. Además, el crecimiento es más bajo y la variación en la talla a edad más alta para los individuos de mayor edad, reduciendo la cantidad de información en los datos de frecuencia de talla sobre la fuerza de las cohortes de las clases de edad mayores. Las estimaciones para estas edades estarían negativamente correlacionadas y serían altamente imprecisas. Por lo tanto, con miras a incrementar la eficacia del procedimiento de estimación, impusimos un límite de edad para el cálculo de anomalías individuales de reclutamiento. Para todas las edades mayores, se calcula una sola anomalía común.

El supuesto que la población estaba en equilibrio antes de comenzar el período del modelo nos permite calcular el tamaño inicial de la población, inclusive los efectos de la relación población-reclutamiento. En la notación siguiente, el superíndice i indica un parámetro usado en el cálculo de las condiciones iniciales. Que $R_1 = R_{t,1}$ y $S_t = S_{t-1}$.

$$(A.1) \quad R = \frac{S}{d + bS} = \frac{RX}{d + bRX}$$

$$(A.2) \quad X = w_1 m_1 r_1 + \sum_{a=2}^{A-1} \exp\left(-\sum_{j=1}^{a-1} F_j^i + M_j\right) w_a m_a r_a + \frac{\exp\left(-\sum_{j=1}^{A-1} F_j^i + M_j\right)}{1 - \exp(-F_A^i - M_A)} w_A m_A r_A$$

$$(A.3) \quad R^i = \frac{X - d}{bX} \quad d < X$$

$$(A.4) \quad d = \frac{S_0 (1-h)}{4hR_0}$$

$$(A.5) \quad b = \frac{5h-1}{4hR_0}$$

$$(A.6) \quad S_0 = \sum_a N_a^0 m_a r_a w_a$$

$$(A.7) \quad N_1^0 = R_0$$

$$(A.8) \quad N_a^0 = N_{a-1}^0 e^{-M_{a-1}} \quad 1 < a < A$$

$$(A.9) \quad N_A^0 = \frac{N_{A-1}^0 e^{-M_{A-1}}}{1 - e^{-M_A}}$$

$$(A.10) \quad N'_{1,a} = R^i \exp\left(\sum_{j=1}^{a-1} -M_j - F_j^i\right)$$

$$(A.11) \quad N'_{1,A} = \frac{N'_{1,A-1} \exp(-M_{A-1} - F_{A-1}^i)}{1 - \exp(-M_A - F_A^i)}$$

$$(A.12) \quad N_{1,a} = N'_{1,a} e^{\varepsilon_a^i - 0.5(\sigma^i)^2} \quad 1 < a \leq \varphi$$

$$(A.13) \quad N_{1,a} = N'_{1,a} e^{\varepsilon_a^i - 0.5(\sigma^i)^2} \quad a > \varphi$$

$$(A.14) \quad F_a^i = \varpi \left[-\ln \left(\frac{1}{\phi} \sum_{t=1}^{\phi} \exp(-F_{t,a} - M_a) \right) - M_a \right]$$

donde R^i es el reclutamiento usado para generar la población inicial, ε_a^i es las anomalías por edad, σ^i es la desviación estándar supuesta de las anomalías por edad, φ es la edad máxima para estimar anomalías individuales de reclutamiento, F_a^i es la tasa de mortalidad por pesca de equilibrio antes del comienzo del modelo, ϕ es el número de períodos de tiempo usados para calcular el promedio en el cálculo de la tasa inicial de mortalidad por pesca, ϖ es el modificador de la mortalidad por pesca inicial para permitir que difiera del promedio durante los ϕ primeros períodos de tiempo, R_0 es el reclutamiento medio de una población no explotada, h es el reclutamiento como proporción de R_0 logrado cuando la biomasa reproductora es el 20% de la biomasa reproductora media en una población no explotada (Francis 1992), w_a es el peso a edad a , m_a es la proporción de hembras maduras a edad a , y r_a es la proporción de hembras en la población a edad a .

A.2. Reclutamiento

Seguimos el método de Maunder (1998), Maunder y Starr (2001), y Maunder y Watters (2003) para incorporar variables ambientales en el modelo de evaluación de poblaciones. El reclutamiento es igual al reclutamiento medio determinado por la relación población-reclutamiento de Beverton-Holt (Beverton y Holt, 1957) multiplicado por una anomalía temporal, un componente estacional (calculado con el método de Fournier *et al.* 1998 para incorporar estacionalidad en la capturabilidad), y un componente ambiental. Se pueden eliminar los componentes estacional y ambiental del análisis fijando c_1^R y β , respectivamente, iguales a cero, y la relación población-reclutamiento fijando h igual a 1. Se puede fácilmente extender el método para incluir múltiples variables ambientales.

$$(A.15) \quad R_t = R^i \exp\left(\varepsilon_t^R + c_1^R \sin\left[2\pi(t/\nu - c_2^R)\right] + \beta^R T_t^R + \alpha\right) \text{ if } t \leq k$$

$$(A.16) \quad R_t = \frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp\left(\varepsilon_t^R + c_1^R \sin\left[2\pi(t/\nu - c_2^R)\right] + \beta^R T_t^R + \alpha\right) \text{ if } t > k$$

$$(A.17) \quad S_t = \sum_a N_{t,a} m_a r_a w_a$$

donde R_t es el reclutamiento a la población a la primera edad en el momento t , S_t es la biomasa reproductora en el momento t , S_0 es la biomasa reproductora media en una población no explotada, k es el lapso entre el desove y el reclutamiento al modelo, ε_t^R son variables aleatorias distribuidas normalmente que representan el logaritmo de anomalías temporales en el reclutamiento, c_1^R determina la amplitud de la relación estacional, c_2^R determina la fase de la relación estacional, ν es el número de períodos de tiempo en un año (o sea, 4 para el aleta amarilla y patudo), β^R escala el efecto ambiental, T_t es el índice ambiental por período relacionado con la primera edad en el momento t , w_a es el peso a edad a , m_a es la proporción de hembras maduras a edad a , r_a es el cociente de hembras en la población a edad a . Se calcula α de tal forma que el reclutamiento para el período de la dinámica sea igual al reclutamiento medio predicho por la relación población-reclutamiento (Dave Gilbert, NIWA, Wellington, Nueva Zelanda, com. pers.; ver Maunder 1998 y Maunder y Starr 2001). El uso de α elimina la necesidad de incluir el factor de corrección de sesgo logarítmico normal usado en las condiciones iniciales. Se puede entonces usar la relación en proyecciones a futuro para representar condiciones promedio.

$$(A.18) \quad \alpha = \ln \left(\frac{Ntiempo}{\sum_{t=t_{start}+k}^{t_{end}} \exp(c_1^R \sin[2\pi(t/\nu - c_2^R)] + \beta^R T_t^R + \varepsilon_t^R)} \right)$$

donde t_{start} es el primer período de tiempo del modelo y t_{end} es el último, y k es el lapso entre desove y reclutamiento al modelo (2 trimestres en las aplicaciones del patudo y aleta amarilla).

A.3. Dinámica

Los números en la primera clase de edad en el modelo son iguales al reclutamiento.

$$(A.19) \quad N_{t,1} = R_t$$

Los números a edad a en el período de tiempo t son iguales a los supervivientes de edad $a - 1$ en el período de tiempo previo.

$$(A.20) \quad N_{t,a} = N_{t-1,a-1} \exp(-Z_{t-1,a-1}) \quad 1 < a < A$$

Se usa un grupo plus a edad A para acumular todos los peces mayores. Se supone que todos los peces de edad mayor que A tienen las mismas características que los peces de edad A (es decir, talla, peso, mortalidad natural, selectividad, etc.)

$$(A.21) \quad N_{t,A} = N_{t-1,A-1} \exp(-Z_{t-1,A-1}) + N_{t-1,A} \exp(-Z_{t-1,A})$$

La mortalidad total es una combinación de la mortalidad por pesca y natural.

$$(A.22) \quad Z_{t,a} = F_{t,a} + M_a$$

donde $Z_{t,a}$, M_a , y $F_{t,a}$ son las tasas de mortalidad total instantánea, natural, y por pesca, respectivamente, para individuos de edad a en el momento t .

La mortalidad por pesca total para cada edad es la suma de las mortalidades por pesca para esa edad de cada pesquería.

$$(A.23) \quad F_{t,a} = \sum_g F_{t,a,g}$$

Se calcula la mortalidad por pesca en el momento t y para la edad a y la pesquería g ($F_{t,a,g}$), usando el supuesto de separabilidad (Doubleday 1976; que la mortalidad por pesca es separada en componentes temporal y por edad) e incluye desviaciones temporales para cada pesquería en la relación esfuerzo-mortalidad por pesca $\varepsilon_{t,g}^E$ (Fournier y Archibald 1982).

$$(A.24) \quad \ln(F_{t,a,g}) = \ln(s_{a,g}) + \ln(q_{t,g}) + \ln(E_{t,g}) + \varepsilon_{t,g}^E$$

donde $s_{a,g}$ es la selectividad para la edad a a la pesquería g , $q_{t,g}$ es la capturabilidad en el momento t para la pesquería g , $E_{t,g}$ es el esfuerzo en el momento t para la pesquería g , y $\varepsilon_{t,g}^E$ son variables aleatorias normalmente distribuidas que representan desviaciones en la relación esfuerzo-tasa de

mortalidad por pesca de la pesquería g en el momento t .

Se modela la capturabilidad, suponiendo que la estructura de la serie de tiempo es un trayecto aleatorio (Gudmundsson, 1994) con componentes subyacentes estacionales (Fournier *et al.* 1998) y ambientales. Se puede eliminar los componentes estacionales y ambientales del análisis fijando $c_{1,g}^q$ y β_g^q , respectivamente, en cero.

$$(A.25) \quad \ln(q'_{t,g}) = \ln(q'_{t,g}) + c_{1,g}^q \sin[2\pi(t/\nu - c_{1,g}^q)] + \beta_g^q T_{t,g}^q$$

$$(A.26) \quad \ln(q'_{t+1,g}) = \ln(q'_{t,g}) + \varepsilon_{t+1,g}^q$$

donde $c_{1,g}^q$ determina la amplitud de la relación estacional, $c_{2,g}^q$ determina la fase de la misma, ν es el número de períodos de tiempos en un año (4 en los casos del aleta amarilla y patudo), $\varepsilon_{t,g}^q$ son variables aleatorias con una distribución normal que representan cambios permanentes en la capturabilidad, β_g^q es el escalar del componente ambiental, y $T_{t,g}^q$ es el índice ambiental relacionado con el momento de captura para la pesquería g .

ANEXO B: FUNCIÓN OBJETIVO

En lo siguiente se describen las funciones de verosimilitud, distribuciones previas, y constreñimientos que se usan para proporcionar información para estimar los parámetros del modelo. En la Tabla 16 se presentan los valores de los factores de ponderación para los constreñimientos de las aplicaciones del aleta amarilla y patudo, y en la Tabla 17 los datos usados en las evaluaciones.

B.1. Contribución de los datos de frecuencia de talla proporcional a la función objetivo

La función de verosimilitud para los datos de frecuencia de talla es una versión modificada de la verosimilitud usada por Fournier *et al.* (1990, 1998). La verosimilitud robusta de Fournier *et al.* elimina la influencia de valores extremos observados de probabilidad predicha alta o baja. El término 0,001 en la tercera parte de la ecuación de verosimilitud reduce la influencia de las observaciones que sean muy diferentes de las predicciones. El término $1/L_{num}$ impide a la varianza tender hacia cero a medida que el valor observado tiende hacia cero y reduce la influencia de valores extremos observados con probabilidad predicha pequeña (Fournier *et al.* 1990). Estas constantes usadas para hacer la verosimilitud más robusta, basadas en las constantes usadas por Hampton y Fournier (2001), son diferentes de las de Fournier *et al.* (1998). Modificamos la verosimilitud de Fournier *et al.* (1998) calculando la varianza relativa para cada clase de talla en la muestra a partir de las proporciones a talla observadas, no de las proporciones predichas. Esta modificación elimina un sesgo en las estimaciones de los parámetros (Starr *et al.* 1999), y resulta en una verosimilitud similar a un criterio de ji cuadrado modificado (ver más adelante).

$$(B.1) \quad -0.5 \sum_{\chi} \sum_l \ln[2\pi(\xi_{\chi,l} + 1/L_{num})] - \sum_{\chi} L_{num} \ln(\tau_{\chi}) \\ + \sum_{\chi} \sum_l \ln \left[\exp \left\{ \frac{-(P_{\chi,l}^{obs} - P_{\chi,l})^2}{2(\xi_{\chi,l} + 1/L_{num})\tau_{\chi}^2} \right\} + 0.001 \right]$$

$$(B.2) \quad \xi_{\chi,l} = (1 - P_{\chi,l}^{obs})P_{\chi,l}^{obs}$$

Se calcula el escalar de varianza, τ_χ^2 , como la inversa del tamaño de la muestra multiplicada por un escalar general común para todos los datos de frecuencia de talla. Se limita el tamaño de la muestra a un número máximo para evitar asignar una ponderación excesiva a una sola muestra de frecuencia de talla de tamaño grande (Fournier *et al.* 1998).

$$(B.3) \quad \tau_\chi^2 = \frac{\delta}{\min(S_\chi, S_{max})}$$

donde $P_{\chi,l}^{obs}$ y $P_{\chi,l}$ son la proporción observada y predicha de peces de talla l en la muestra χ , respectivamente, L_{num} es el número de clases de talla, S_χ es el tamaño de muestra de la muestra χ , S_{max} es el tamaño de muestra máximo permitido, y δ es el escalar general común para todos los datos de frecuencia de talla. Se puede fijar el valor de δ en más de 1 para tomar en cuenta que la varianza de las muestras de frecuencia de talla es generalmente mucho mayor que la de muestras verdaderamente aleatorias.

Cabe notar que el primer término de la verosimilitud de la frecuencia de talla puede ser omitido porque es una constante y, similarmente, se puede omitir el segundo término si no se estima δ . Usando los argumentos de Fournier *et al.* (1990, página 304), el término restante es similar a una estadística de ji cuadrado robustificada.

Se estima la frecuencia de talla de la captura suponiendo que la distribución de talla a edad es normal, con la talla a edad media siguiendo la curva de crecimiento de von Bertalanffy y la varianza de talla a edad una función lineal de talla a edad media (Fournier *et al.* 1990; Fournier *et al.* 1998). Permitimos también que las primeras pocas edades se desvíen de la curva de crecimiento de von Bertalanffy mediante la estimación de las tallas medias como parámetros individuales (Dave Fournier, Otter Research, Nanaimo, Canadá, com. pers.). Sin embargo, la talla media usada para calcular la desviación estándar de la talla a edad sigue todavía la curva de von Bertalanffy para estas edades. El supuesto que la distribución de la talla a edad es normal podría causar sesgo si los extremos de la distribución salen del rango de las clases de talla usadas en el modelo. Por lo tanto, se deberían seleccionar clases de tamaño que se extiendan más allá del rango esperado de la distribución de tallas.

Los datos de captura a talla proporcional se basan en los números capturados en cada clase de edad y la distribución de la talla a edad

$$(B.4) \quad P_{\chi,l} = \frac{\sum_a C_{t,a,g} p_{a,l}}{\sum_l \sum_a C_{t,a,g} p_{a,l}}$$

donde χ es una muestra de frecuencia de talla definida como un conjunto de $[t,g]$

$$(B.5) \quad C_{t,a,g} = \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a}$$

$$(B.6) \quad p_{a,l} \approx \frac{w}{\sqrt{2\pi}\sigma_a^l} \exp \left\{ \frac{-(L'_l - \mu_a)^2}{2(\sigma_a^L)^2} \right\}$$

donde L'_l es la talla central del intervalo de talla l y w es el ancho de una clase de talla. Esta ecuación es una buena aproximación al integral apropiado en el rango $\left[L'_l - \frac{w}{2}, L'_l + \frac{w}{2} \right]$ cuando $\sigma_a^L > w$ (Fournier *et al.* 1990).

$$(B.7) \quad \mu_a = L_1 + (L_A - L_1) \left(\frac{1 - \rho^{a-1}}{1 - \rho^{A-1}} \right) \text{ para edades } > A_G$$

Se estima μ_a como parámetros individuales para todas edades $\leq A_G$.

Se supone que la desviación estándar de la distribución de talla a edad es una función lineal de las estimaciones de von Bertalanffy de la talla media a edad.

$$(B.8) \quad \sigma_a^L = \sigma_1^L + (\sigma_A^L - \sigma_1^L) \left(\frac{1 - \rho^{a-1}}{1 - \rho^{A-1}} \right)$$

donde L_1 y L_A son las tallas medias en la primera y última clase de edad, respectivamente, ρ es el coeficiente de crecimiento de Brody (de Schnute y Fournier 1980, $\rho = \exp[-K]$, donde K es el parámetro de tasa de crecimiento de von Bertalanffy), A_G es la edad máxima para la que se estiman parámetros de crecimiento individuales, y σ_1^L y σ_A^L son las desviaciones estándar de la distribución de tallas en la primera y última clase de edad, respectivamente.

B.2. Contribución de los datos de captura total a la función objetivo

Se ajustan las capturas predichas a las capturas observadas con una función de verosimilitud logarítmica normal (Fournier *et al.* 1998). Se aplica la verosimilitud de captura de tal forma que no se requieren datos de captura para cada año de cada pesquería, pero sí se requieren datos de esfuerzo para cada año de cada pesquería. Si el esfuerzo en un período de tiempo es cero, no se usan los datos de captura en la verosimilitud. Si no se registran datos de captura en un período de tiempo, pero hay esfuerzo, no se aplica la verosimilitud de captura en ese período de tiempo. Si no hay captura en un período de tiempo, pero hay esfuerzo, se reemplaza la captura con un número pequeño (10 kg, por ejemplo). Si se dispone de datos de captura para el período de tiempo entero, pero no hay datos de esfuerzo disponibles, se incluye un conjunto ficticio de esfuerzo constante y se fija la desviación estándar del ajuste entre el logaritmo de la captura observada y el logaritmo de la captura predicha, $\sigma_{t,g}^C$, en un número pequeño. Se asegura así que los datos de captura observados sean restados de la población. A fin de asegurar que la relación entre captura y esfuerzo no influya sobre la biomasa, se fija en un valor alto la desviación estándar de la distribución previa sobre la relación esfuerzo-mortalidad por pesca (descrita más adelante). La contribución de captura total para los estratos χ , donde χ es un conjunto de $[t,g]$, es

$$(B.9) \quad \sum_{\chi} 0.5 \left[\frac{\ln(C_{t,g}^{obs}) - \ln(C_{t,g})}{\sigma_{t,g}^C} \right]^2$$

$$(B.10) \quad C_{t,g} = \sum_a \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a} w_a$$

$$(B.11) \quad w_a = \sum_l p_{a,l} b_i L_l^{b_i}$$

donde $\sigma_{t,g}^C$ se basa en la precisión de los datos de captura para la pesquería g en el período t , $C_{t,g}^{obs}$ y $C_{t,g}$ son las capturas en peso observada y predicha por el modelo, respectivamente, para la pesquería g durante el período t , L_a es la talla media a edad a , y b_i y b_{ii} son los parámetros de la relación peso-talla.

La formulación de la verosimilitud de captura supone que cada pez en una clase de edad tiene la misma selectividad al arte de pesca, pero se calcula el peso promedio a partir de la distribución de tallas de la clase de edad y la relación peso-talla. Se calcula el peso promedio de una clase de edad como el peso de cada clase de talla ponderado por la proporción de individuos de la clase de edad en cada clase de talla (Ecuación B.11). Si los datos de captura observados están expresados en número, se elimina w_a de la ecuación de captura y se define $C_{t,g}^{obs}$ como captura en número.

B.3. Distribución previa sobre la curvatura de selectividad

Implementamos selectividad a edad usando el método de Fournier *et al.* (1998, ver detalles en Haist *et al.* 1999). Es común usar una forma funcional (logística, por ejemplo) para reducir el número de parámetros usados para representar selectividad, pero Haist *et al.* (1999) sugieren que estas formas funcionales son demasiado restrictivas y podrían ser inapropiadas para una aplicación particular, llevando a resultados sesgados. Sugieren usar parámetros separados para representar la selectividad para cada edad, pero limitar cuánto puede cambiar la selectividad entre edades, lo cual ayuda a evitar una parámetrización excesiva del modelo. La diferencia en la selectividad entre edades es limitada por la aproximación de la ecuación de diferencia a los derivados primero, segundo, y tercero de la curva de selectividad. Se añade un factor de ponderación λ_g^s para tomar en cuenta un aumento o disminución de la influencia de los constreñimientos de la curvatura de selectividad. Es probable que la selectividad se base parcialmente en la talla, por lo que se añade un factor de ponderación adicional a la primera diferencia para asignar una mayor penalidad a las edades con tasas de crecimiento menores y distribuciones de talla similares entre edades consecutivas (ver Fournier *et al.* 1998 para un método alternativo de incluir talla en la penalidad de la curvatura de selectividad). El parámetro específico por pesquería ψ puede ser modificado para determinar cómo varía la ponderación como función de talla media a edad. Si se fija este parámetro en cero no hay un efecto de talla, pero se usa todavía el constreñimiento de la primera diferencia. Basamos las penalidades en el logaritmo de los parámetros de selectividad para evitar problemas relacionados con escala y mejorar la estabilidad del procedimiento de estimación (Jim Ianelli, NMFS, Seattle, EE.UU., com. pers.)

Primera diferencia

$$(B.12) \quad \lambda_g^{s,1} \sum_{a=1}^{a=A-1} [\mu_{a+1} - \mu_a + 0.01]^{\psi_g} \left[-\ln(s_{g,a}) + \ln(s_{g,a+1}) \right]^2$$

Segunda diferencia

$$(B.13) \quad \lambda_g^{s,2} \sum_{a=1}^{a=A-2} \left[\ln(s_{g,a}) - 2 \ln(s_{g,a+1}) + \ln(s_{g,a+2}) \right]^2$$

Tercera diferencia

$$(B.14) \quad \lambda_g^{s,3} \sum_{a=1}^{a=A-3} \left[-\ln(s_{g,a}) + 3 \ln(s_{g,a+1}) - 3 \ln(s_{g,a+2}) + \ln(s_{g,a+3}) \right]^2$$

Además, se penalizan los parámetros de selectividad para una sola pesquería para que su promedio sea uno. Esto elimina correlación excesiva entre la capturabilidad, desviación del esfuerzo, y parámetros de selectividad.

$$(B.15) \quad \lambda_g^{s=1} \left[\ln \left(\frac{\sum_{a=1}^A s_{g,a}}{A} \right) \right]^2$$

Permitimos que se fijen las primeras pocas selectividades y las últimas pocas en un valor pequeño (Tabla 20). Esto reduce el número de parámetros por estimar cuando las distribuciones de frecuencia de talla indican que peces de estas edades no son capturados por esa arte y evita estimar parámetros para los que hay muy poca información.

Incluimos también una penalidad que puede ser usada para constreñir la curva de selectividad para que aumente monotónicamente,

$$(B.16) \quad \text{if } s_{g,a} > s_{g,a+1} \quad \lambda_g^{s,\text{mon}} \left[\ln(s_{g,a}) - \ln(s_{g,a+1}) \right]^2$$

B.4. Distribución previa sobre residuales de reclutamiento anual

Se supone que la distribución del reclutamiento es logarítmica normal con una desviación estándar supuesta σ^R . Se asigna a los reclutamientos calculados a partir de la relación población-reclutamiento, usando la biomasa inicial, una desviación estándar mayor (σ^i) para tomar en cuenta diferencias relacionadas con diferencias entre la biomasa reproductora asociada y la biomasa inicial.

$$(B.17) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_t^R}{\sigma^i} \right]^2 \text{ if } t \leq k$$

$$(B.18) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_t^R}{\sigma^R} \right]^2 \text{ if } t > k$$

Consideramos también una penalidad más fuerte sobre el coeficiente de variación de las anomalías del reclutamiento (para la evaluación del patudo solamente, Rick Deriso, CIAT, La Jolla, EE.UU., com. pers.),

$$(B.19) \quad \text{if } CV^R > CV^{R,UB} \quad \lambda^{R,CV} \left[CV^R - CV^{R,UB} \right]^2$$

$$CV^R = \sqrt{VAR \left[\ln(R) - \ln \left(\frac{S}{d+bS} \right) \right]}$$

donde $CV^{R,UB}$ es el límite superior del coeficiente de variación de las anomalías de reclutamiento.

B.5. Distribución previa sobre residuales de la estructura de edades inicial de reclutamiento

Se supone que la distribución del reclutamiento usado para generar la estructura de edades inicial es logarítmica normal, con una desviación estándar supuesta de σ^i .

$$(B.20) \quad \sum_a 0.5 \left[\frac{\varepsilon_a^i}{\sigma^i} \right]^2$$

B.6. Distribución previa sobre la relación esfuerzo-mortalidad por pesca

La distribución previa para las desviaciones alrededor de la relación esfuerzo-mortalidad por pesca es robustificada para aumentar la probabilidad de eventos en los extremos de la distribución con respecto a la distribución normal (Fournier *et al.* 1998). El término 0.1 en la ecuación de verosimilitud reduce la influencia de observaciones que son muy diferentes de las predicciones. La verosimilitud del esfuerzo (en combinación con la verosimilitud de la captura) limita la cantidad de información sobre los niveles de biomasa en la relación captura-esfuerzo. Si los desvíos del esfuerzo están altamente constreñidos (y no se estiman los desvíos de q , o están también altamente constreñidos), la biomasa tiene que cambiar para ajustarse a los datos de captura, en lugar de que cambien los desvíos del esfuerzo. La desviación estándar es específica a cada pesquería, y es relativa a la calidad de los datos de esfuerzo para cada pesquería. No se espera que períodos en la pesquería con esfuerzo muy bajo tengan información sobre niveles de biomasa; por lo tanto, en cada pesquería, las desviaciones estándar por período son una función de la cantidad de esfuerzo. Un esfuerzo bajo está asociado con desviaciones estándar grandes, reduciendo el constreñimiento sobre la desviación del esfuerzo, y reduciendo así la información contenida en los datos de esfuerzo y captura con respecto al nivel de biomasa. Se usa un límite mínimo para la desviación estándar a fin de evitar que períodos de tiempo con cantidades de esfuerzo muy grandes ejerzan una influencia excesiva sobre la trayectoria de la biomasa.

$$(B.21) \quad \sum_{t,g} \ln \left\{ \exp \left(-0.5 \left[\frac{\varepsilon_{t,g}^E}{\sigma_{t,g}^E} \right]^2 \right) + 0.1 \right\}$$

donde $\sigma_{t,g}^E$ es la desviación estándar supuesta para $\varepsilon_{t,g}^E$.

$$(B.22) \quad \sigma_{t,g}^E = \max \left[\varsigma_g, \frac{\omega_g}{\ln(E_{t,g} + 2)} \right]$$

donde ς es el límite mínimo, ω es el escalar de la desviación estándar, el término +2 evita errores de computación cuando el esfuerzo es 0 ó 1.

Se puede también fijar $\sigma_{t,g}^E$ en un valor constante (es decir, el límite mínimo, ς_g) para cada arte si se cree más apropiado, por ejemplo cuando el esfuerzo es constante o cuando se desea un valor alto para $\sigma_{t,g}^E$ porque se cree que la relación entre captura y esfuerzo para esa arte no proporciona información sobre abundancia.

Se aplica un constreñimiento adicional (que la desviación del esfuerzo para cada arte equivalga a 1) a las desviaciones del esfuerzo para estabilizar el procedimiento de estimación. Este constreñimiento reduce la cantidad de correlación entre los parámetros de capturabilidad, desviación del esfuerzo, y selectividad.

$$(B.23) \quad \lambda^{E,prom} = \left(\frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{t,g}^E}{n_g} - 1 \right)^2$$

donde n_g es el número de desviaciones del esfuerzo estimado para el arte g .

También normalizamos el esfuerzo promedio en 1 para mejorar el desempeño del procedimiento de estimación (Jim Ianelli, NMFS, Seattle, EE.UU., com. pers.).

B.7. Distribución previa sobre la variación temporal en el coeficiente de capturabilidad

La distribución previa sobre el trayecto aleatorio en el logaritmo del coeficiente de capturabilidad está distribuida normalmente con un promedio de cero (Fournier *et al.* 1998). Si se supone que cambios en la capturabilidad se deben al perfeccionamiento de la tecnología, se puede cambiar la distribución previa suponiendo una distribución medio-normal, de tal forma que los cambios pueden ser solamente positivos.

$$(B.24) \quad \sum_t 0.5 \left[\frac{\varepsilon_{t,g}^q}{\sigma_{t,g}^q} \right]^2$$

donde $\sigma_{t,g}^q$ es la desviación estándar supuesta para $\varepsilon_{t,g}^q$.

B.8. Constreñimientos del crecimiento

Se añade una distribución previa para asegurar que el crecimiento sea positivo (o sea, la talla media a edad aumenta con la edad). Se usa este constreñimiento para asegurar que las tallas medias a edad estimadas como parámetros individuales no impliquen crecimiento negativo.

$$(B.25) \quad \text{si } L_a > L_{a+1} \quad \lambda^{G,\text{mon}} [\ln(L_a) - \ln(L_{a+1})]^2$$

Incluimos también un constreñimiento que asegura que la talla media de la primera edad en el modelo es menor que la categoría más baja de los descartes:

$$(B.26) \quad L_{dis} = \left(\frac{w_{dis}}{b_i} \right)^{\frac{1}{b_i}}$$

$$\text{si } L_1 > L_{dis} \quad \lambda^{G,\text{dis}} [L_1 - L_{dis}]^2$$

donde w_{ais} es el límite superior de la categoría de peso usada para definir peces que son descartados por ser demasiado pequeños. Un constreñimiento se añade si la talla media de la edad máxima rebasa un límite superior:

$$(B.27) \quad \text{si } L_A > L_A^{UB} \quad \lambda^{LA} [L_A - L_A^{UB}]^2$$

B.9. Constreñimiento sobre la tasa de mortalidad por pesca

Incluimos constreñimientos sobre la tasa de mortalidad por pesca para asegurar que no alcanzara niveles inverosímiles, altos o bajos. Se usan estos constreñimientos para estabilizar el procedimiento de estimación, no para proporcionar información para el modelo.

Añadimos una penalidad si la mortalidad por pesca total de todas las artes para cualquier edad en las condiciones iniciales rebasara un límite superior.

$$(B.28) \quad \text{si } F_a^i > F^{i,UB} \quad \lambda^{F,i} [F_a^i - F^{i,UB}]^2$$

Si la mortalidad por pesca total de todas las artes para una edad particular edad en un período de tiempo particular rebasa el límite superior, la penalizamos.

$$(B.29) \quad \text{si } F_{t,a} > F^{UB} \quad \lambda^{F,UB} [F_{t,a} - F^{UB}]^2$$

Añadimos también una penalidad para asegurar que la mortalidad por pesca no disminuya a niveles demasiado bajos. Ya que F puede ser cero para ciertas edades porque la selectividad por arte no captura esas edades, penalizamos la mortalidad por pesca sumada por todas las edades.

$$(B.30) \quad \text{si } \sum_a F_{a,t} < F^{LB} \quad \lambda^{F,LB} [F_{a,t} - F^{LB}]^2$$

ANEXO C: PUNTOS DE REFERENCIA

C.1. Biomasa reproductora como cociente de la biomasa reproductora no explotada

Se calcula la biomasa reproductora usando un calendario de madurez y la proporción de sexos por edad.

$$(C.1) \quad S_t = \sum_a N_{t,a} m_a w_a r_a$$

Se calcula la biomasa reproductora no explotada promedio determinando el tamaño de la población, usando el reclutamiento medio de una población no explotada (R_0) y sin mortalidad por pesca.

$$(C.2) \quad N_1^0 = R_0$$

$$(C.3) \quad N_a^0 = N_{a-1}^0 e^{-M_{a-1}} \quad 1 < a < A$$

$$(C.4) \quad N_A^0 = \frac{N_{A-1}^0 e^{-M_{A-1}}}{1 - e^{-M_A}}$$

El cociente de la biomasa reproductora a la biomasa reproductora no explotada es sencillamente

$$(C.5) \quad SBR = \frac{S_t}{S_0}$$

C.2. Edad crítica y peso crítico

Se calcula la edad crítica mediante el modelado de una cohorte a largo plazo sin mortalidad por pesca y determinando cuándo alcanza su biomasa máxima, usando los mismos pasos temporales separados que en el modelo de evaluación. Se determina por lo tanto la edad crítica calculando

$$(C.6) \quad a : N_a^0 w_a = \max [N_a^0 w_a, \forall a]$$

y se determina el peso crítico a partir de la edad crítica con la talla media a edad y la relación peso-talla. El cociente del peso promedio en la captura al peso crítico, w_c , puede entonces ser calculado sencillamente como

$$(C.7) \quad \frac{\bar{w}_t^C}{w_c}$$

$$(C.8) \quad \bar{w}_t^C = \frac{\sum_{a,g} \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a} w_{t,a}}{\sum_{a,g} \frac{F_{t,a,g}}{Z_{t,a}} [1 - \exp(-Z_{t,a})] N_{t,a}}$$

C.3. RMSP

Se calculan los parámetros de ordenamiento $RMSP$ y B_{RMSP} encontrando un escalar de mortalidad por pesca (F_{scale}) que maximiza captura. La mortalidad por pesca relativa por edad se basa en la mortalidad por pesca media por edad en los últimos pocos años del período de la estimación. Estas mortalidades por pesca por edad se basan en la selectividad estimada de cada pesquería y la distribución de esfuerzo entre las pesquerías. Estos cálculos no incluyen efectos estacionales o ambientales sobre reclutamiento o capturabilidad.

$$(C.9) \quad N_1 = \frac{X - d}{bX}$$

$$(C.10) \quad \text{donde } X = w_1 m_1 r_1 + \sum_{a=2}^{A-1} \exp\left(-\sum_{j=1}^{a-1} F_j + M_j\right) w_a m_a r_a + \frac{\exp\left(-\sum_{j=1}^{A-1} F_j + M_j\right)}{1 - \exp(-F_A - M_A)} w_A m_A r_A$$

$$(C.11) \quad N_a = N_{a-1} e^{-Z_{a-1}} \text{ para } 1 < a < A$$

$$(C.12) \quad N_A = \frac{N_{A-1} e^{-Z_{A-1}}}{1 - e^{-Z_A}}$$

$$(C.13) \quad Z_a = F_a + M_a$$

$$(C.14) \quad F_a = F_{scale} \frac{1}{n} \sum_{t=x}^y \sum_g F_{t,a,g}$$

$$(C.15) \quad B_{RMSP} = \sum_a N_a S_a w_a$$

$$(C.16) \quad S_{RMSP} = \sum_a N_a m_a w_a$$

$$(C.17) \quad C^{eq} = \sum_a \frac{F_a}{Z_a} [1 - \exp(-Z_a)] N_a w_a$$

$$(C.18) \quad RMSP = \max(C^{eq} \ \forall F_{scale})$$

ANEXO D: PROYECCIONES A FUTURO

Se usan las ecuaciones descritas en el Anexo A para proyectar la población al futuro, partiendo de las Estimaciones de Moda Posterior del tamaño y estructura por edad de la población al comienzo del primer trimestre de 2000. Los valores de los parámetros del modelo usados en las proyecciones a futuro son las Estimaciones de Moda Posterior. En las proyecciones a futuro hacemos caso omiso de cualquier incertidumbre en los parámetros, e incluimos incertidumbre en el reclutamiento futuro solamente. Se proyecta la población 5 años (del primer trimestre de 2000 al primer trimestre de 2005) usando un reclutamiento estocástico. Se realizaron cien simulaciones para cada conjunto de escenarios de ordenamiento. En lo siguiente se describen ciertos supuestos específicos acerca de las proyecciones; en el texto principal se describen los escenarios investigados.

La capturabilidad en las proyecciones es igual a la capturabilidad media por trimestre en los últimos pocos años del procedimiento de estimación, y no cambia durante la simulación. Suponemos que las condiciones ambientales son normales durante el período de la proyección y que no ocurren desviaciones aleatorias en la relación mortalidad por pesca-esfuerzo.

$$(D.1) \quad \ln(F_{t,a,g}) = \ln(s_{a,g}) + \ln(q_{trimestre}^{proj}) + \ln(E_{t,g})$$

$$(D.2) \quad q_{trimestre}^{proj} = \frac{1}{n_{t \in \text{trimestre}}} \sum q'_{t,g}$$

El reclutamiento en las proyecciones es estocástico. Se toman las anomalías temporales del reclutamiento de una distribución normal basada en la variación observada en las anomalías estimadas del reclutamiento. Usamos un factor de corrección de sesgo logarítmico normal para asegurar que el promedio sea igual al reclutamiento medio dado por la relación población-reclutamiento.

$$(D.3) \quad R_t^{proj} = \frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp \left[\varepsilon_t^{Rproj} - 0.5(\sigma^{Rproj})^2 + c_1^R \sin \left[2\pi(t/v - c_2^R) \right] \right]$$

$$(D.4) \quad \varepsilon_t^{Rproj} \sim N(0, \sigma^{Rproj})$$

$$(D.5) \quad \sigma^{Rproj} = \sqrt{VAR \left[\ln(N_{.,1}) - \ln \left(\frac{S_{t-k}}{d + bS_{t-k}} \exp \left(c_1^R \sin \left[2\pi(t/v - c_2^R) \right] \right) \right) \right]}$$

ANEXO E: PRUEBAS DE HIPÓTESIS

Con base en el Criterio de Información de Akaike (AIC, Akaike 1973) o el Criterio de Información de Bayes (BIC, Schwarz 1978) calculamos una puntuación como

$$(E.1) \quad AIC = -2 \ln L(\theta | \text{datos}) + 2v, \text{o}$$

$$(E.2) \quad BIC = -2 \ln L(\theta | \text{datos}) + v \ln(n)$$

donde v es el número de parámetros y n es el número de puntos de datos. El modelo con la puntuación AIC (BIC) más baja debería ser el preferido. Nótese que a medida que aumenta el número de puntos de datos, aceptar parámetros adicionales es más difícil con el BIC que con el AIC.

Siguiendo a Fournier *et al.* (1998), usamos factores de Bayes (Aitkin 1991), para los que la evidencia de hipótesis 2 (H_2) sobre hipótesis 1 (H_1) es dada por:

$$(E.3) \quad A_{2,1} = \exp[\ln L_2 - \ln L_1] 2^{(v_1 - v_2)/2}$$

donde $\ln L_1$ es el logaritmo de la probabilidad posterior para la hipótesis 1, $\ln L_2$ es el logaritmo de la probabilidad posterior para la hipótesis 2, v_1 es el número de parámetros para la hipótesis 1, y v_2 es el número de parámetros para la hipótesis 2. Valores de $A_{2,1}$ de menos de 0.05, 0.01, y 0.001 constituyen evidencia “fuerte,” “muy fuerte,” y “contundente” a favor de la hipótesis 1 sobre la hipótesis 2 (Aitkin 1991).

ANEXO F: AD MODEL BUILDER

AD Model Builder (ADMB, © Otter Research 1993, ver Otter Research 1993 y <http://otter-rsch.com/admodel.htm> para una descripción más detallada y Maunder (2000) para una crítica del programa) es un programa diseñado especialmente para desarrollar modelos so lineales con un gran número de parámetros. La eficacia de ADMB se debe a su uso de la biblioteca de clase AUTODIF C++ (Otter Research). AUTODIF calcula automáticamente los derivados de cada cálculo, permitiendo el uso de los derivados exactos en el procedimiento de minimización y en el cálculo de desviaciones estándar para parámetros estimados y derivados. AUTODIF tiene código adjunto precompilado para los derivados de operaciones de fila y matriz comúnmente usadas, y usa la modalidad inversa de diferenciación automática para otras operaciones.

Para los problemas que surgen comúnmente en el modelado estadístico, las mejores rutinas de optimización de modelos no lineales requieren que se calculen los derivados de la función que se está minimizando. La mayoría de los programas de modelado estadístico usan aproximaciones de diferencia finita para estos derivados, causando dos limitaciones. En primer lugar, la inexactitud de las aproximaciones de los derivados lleva a inestabilidad en el proceso de minimización, llevando a resultados poco confiables para problemas mal condicionados. En segundo lugar, las aproximaciones de diferencia finita requieren $n+1$ evaluaciones de función para obtener la aproximación de diferencia finita para una función con n variables independientes. Por contraste, ADMB puede computar valores exactos para los derivados al mismo tiempo que evalúa la función. Esta computación adicional requiere solamente cuatro veces el tiempo que se tarda en evaluar la función misma (comparado con $n+1$ veces), resultando en un ahorro sustancial de tiempo con ADMB con respecto a los métodos que usan la aproximación de diferencia finita. Schnute *et al.* (1998) demostraron que ADMB era significativamente mejor que los programas estadísticos GAUSS, MATLAB, y S-Plus para estimar los parámetros de un modelo de captura a edad. ADMB tardó solamente el 3% del tiempo del programa segundo en rapidez para un modelo con 37 parámetros y menos del 1% del tiempo para un modelo con 100 parámetros. Los otros productos aproximan la pendiente paulatinamente mediante cambios pequeños en cada parámetro, y requieren por lo tanto $n+1$ cálculos para evaluar la función, tal como se comentó.

ADMB brinda un proceso por pasos para estimar parámetros, y límites sobre los mismos, para restringir el rango de valores de los parámetros. El procedimiento por pasos permite estimar parámetros que ejercen una influencia importante sobre los resultados generales antes de estimar los parámetros que representan pequeños errores de proceso. Esta técnica es similar a la producción de los buenos valores iniciales necesarios para la mayoría de los procedimientos de estimación, y puede evitar que el procedimiento de estimación se aleje de la mejor estimación y se estanke en un mínimo local. Este proceso puede también ser usado para convertir parámetros fijos en parámetros estimables, o viceversa, simplificando las pruebas de hipótesis que usan AIC, BIC, o criterios relacionados. Los límites sobre los parámetros evitan que los valores de los mismos salgan de un rango realista y evitan que el procedimiento de estimación se estanke en mínimos locales asociados con estos valores poco realistas de los parámetros.

ANEXO G: A MÉTODO PARA ESTIMAR LOS DESCARTES DE ATÚN A PARTIR DE LAS BASES DE DATOS DE LA CIAT DE OBSERVADORES Y DESCARGAS

El propósito del análisis siguiente fue desarrollar un conjunto de multiplicadores que se pueda usar para estimar los descartes de atún de las varias pesquerías de cerco representadas en el modelo de evaluación de poblaciones de la CIAT.

G.1. Datos

Los observadores de la CIAT toman rutinariamente datos sobre los descartes de atunes de muchos de los buques cerqueros que pescan en el OPO, y, para cada lance observado, la base de datos de la CIAT sobre capturas incidentales contiene los datos siguientes:

- tipo de lance,
- posición,
- fecha,
- captura (t) de peces pequeños (< 2.5 kg),
- captura (t) de peces medianos (2.5 - 15.0 kg),
- captura (t) de peces grandes (> 15 kg),
- captura total (t),
- descartes (t) de peces pequeños (< 2.5 kg),
- descartes (t) de peces medianos (2.5 - 15.0 kg),
- descartes (t) de peces grandes (> 15 kg), y
- descartes totales (t).

Cabe notar que las descargas (o cargas) pueden ser calculadas a partir de estos datos como captura menos descartes. Se usaron estos datos de los observadores para estimar una serie de tiempo de multiplicadores para cada pesquería representada en el modelo de evaluación de poblaciones. En el texto siguiente se usan las definiciones de peces pequeños, medianos y grandes en la lista anterior.

G.2. Métodos para pesquerías que capturan atunes en asociación con objetos flotantes

Que D represente el evento que un kilogramo de pescado es descartado y S el evento que un kilogramo de pescado consiste de peces pequeños. Entonces, a partir de las reglas de probabilidad condicional,

$$(G.1) \quad \Pr(D|S) = \frac{\Pr(S|D)\Pr(D)}{\Pr(S)} .$$

La probabilidad condicional de que sea descartado un kilogramo de pescado porque consiste de peces pequeños, $\Pr(D|S)$, puede ser estimada empíricamente de los datos de observadores.

$$(G.2) \quad \widehat{\Pr}(S|D) = \frac{\text{descartes observados de peces pequeños}}{\text{descartes totales observados}} ; \text{ donde}$$

$$(G.3) \quad \widehat{\Pr}(D) = \frac{\text{descartes totales observados}}{\text{captura total observada}} ; \text{ y}$$

$$(G.4) \quad \widehat{\Pr}(S) = \frac{\text{captura observada de peces pequeños}}{\text{captura total observada}} .$$

Las pesquerías que capturan atunes en asociación con objetos flotantes los descartan por dos motivos: debido a ineficacias en el proceso de pesca o porque se clasifica la captura para separar los peces pequeños. Estos dos tipos de eventos de descartes son mutuamente exclusivos (un kilogramo de pescado puede ser descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca o porque la captura fue clasificada). Que B represente el evento que un kilogramo de pescado fue descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca y que E represente el evento que un kilogramo de pescado fue descartado porque se clasificó la captura. Entonces, según nuestro modelo del proceso de descarte,

$$(G.5) \quad \Pr(D|S) = \Pr(B|S) + \Pr(E|S) .$$

$\Pr(B|S)$ es la probabilidad que un kilogramo de sea descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca porque consiste de peces pequeños y $\Pr(E|S)$ es la probabilidad que un kilogramo de pescado sea descartado selectivamente porque consiste de peces pequeños.

Hacemos dos supuestos para estimar la probabilidad que un kilogramo de pescado sea descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca. En primer lugar, suponemos que los eventos B y S son independientes (es decir, suponemos que descartar pescado debido a ineficacias en el proceso de pesca es independiente del tamaño del pescado). Esto supuesto implica que

$$(G.6) \quad \Pr(B|S) = \Pr(B) .$$

En segundo lugar, invocamos el supuesto antes mencionado que pescado descartado durante la clasificación es descartado por ser demasiado pequeño. Este supuesto implica que pescado mediano y grande no es descartado durante la clasificación. Podemos por lo tanto estimar $\Pr(B)$ a partir de los datos de los observadores.

$$(G.7) \quad \widehat{\Pr}(B) = \frac{\text{descartes observados de peces medianos y grandes}}{\text{captura observada de peces medianos y grandes}} .$$

Se estima la probabilidad que un kilogramo de pescado sea descartado debido a clasificación de la captura modificando la ecuación (5) y sustituyendo de las ecuaciones (1) y (6).

$$(G.8) \quad \widehat{\Pr}(E|S) = \frac{\widehat{\Pr}(S|D)\widehat{\Pr}(D)}{\widehat{\Pr}(S)} - \widehat{\Pr}(B) .$$

El objetivo de este análisis es estimar un conjunto de multiplicadores que permitan usar las descargas totales de las pesquerías sobre objetos flotantes para estimar los descartes totales.

Para una pesquería de un solo tipo de descarte (definido como pescado descartado por clasificación), se puede expresar este multiplicador como

$$(G.9) \quad \lambda_E = \frac{R_E}{L_T},$$

donde R_E es la cantidad de pescado pequeño extraído porque la captura fue clasificada, y L_T es las descargas totales reportadas para una pesquería sobre objetos flotantes representada en el modelo de evaluación. Se puede también estimar λ_E a partir de los datos de observadores.

$$(G.10) \quad \widehat{\lambda}_E = \frac{\widehat{R}_E}{L_{T,\text{Observadas}}}.$$

La cantidad estimada de peces pequeños extraídos porque la captura fue clasificada es

$$(G.11) \quad \widehat{R}_E = \widehat{\Pr}(E|S) \cdot [\text{captura observada de peces pequeños}],$$

y las descargas observadas son

$$(G.12) \quad L_{T,\text{Observadas}} = [\text{captura total observada}] - [\text{descartes totales observados}].$$

Por lo tanto, se estiman las extracciones totales de las pesquerías de descarte mediante

$$(G.13) \quad R_E = \widehat{\lambda}_E \cdot [\text{descargas totales reportadas de la pesquería sobre objetos flotantes}].$$

Se usan estas extracciones como capturas por las pesquerías de descarte representadas en el modelo de evaluación de poblaciones.

Requerimos también un multiplicador para estimar la cantidad de pescado descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca. Se puede expresar este multiplicador de la forma

$$(G.14) \quad \lambda_B = \frac{R_B}{L_T},$$

donde R_B es la cantidad de pescado descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca y L_T es las descargas totales de una pesquería sobre objetos flotantes representada en el modelo de evaluación. Se puede estimar λ_B de los datos de observadores.

$$(G.15) \quad \widehat{\lambda}_B = \frac{\widehat{R}_B}{L_{T,\text{Observadas}}}.$$

La cantidad de pescado que se estima ser descartado debido a ineficacias en el proceso de pesca es

$$(G.16) \quad \widehat{R}_B = \widehat{\Pr}(B) \cdot [\text{captura total observada}].$$

Por lo tanto, para la mayoría de las pesquerías sobre objetos flotantes (las pesquerías regulares), se estiman las extracciones totales con

$$(G.17) \quad R = [\text{descargas totales reportadas de la pesquería sobre objetos flotantes}] \cdot (1 + \widehat{\lambda}_B).$$

Esto equivale a

$$(G.18) \quad R = L_T + R_B .$$

Esto incluirá los descartes de segundo plano de peces pequeños en las pesquerías cuyas selectividades no representan estos peces pequeños. Sin embargo, esta cantidad es pequeña en comparación con los descartes de peces pequeños debidos a clasificación, y no deberían afectar la evaluación de forma importante.

G.3. Métodos para otros tipos de lance

Suponemos que todos los descartes de lances sobre delfines y no asociados resultan de ineficiencias en el proceso de pesca. Este supuesto simplifica el método de estimación. Se puede expresar un multiplicador para estimar los descartes totales de estos dos tipos de lance de la forma

$$(G.19) \quad \lambda_D = \frac{R_D}{L_T} ,$$

donde R_D es las extracciones de todos los descartes y L_T es las descargas totales en la pesquería representada en el modelo de evaluación. λ_D puede ser estimado a partir de los datos de observadores.

$$(G.20) \quad \widehat{\lambda}_D = \frac{[\text{descartes totales observados}]}{[\text{captura total observada}] - [\text{descartes totales observados}]} .$$

Por lo tanto, para las pesquerías cercanas que representan lances sobre delfines y no asociados, se estiman las extracciones totales mediante

$$(G.21) \quad R = [\text{capturas totales reportadas de la pesquería}] \cdot (1 + \widehat{\lambda}_D) .$$

De nuevo, esto equivale a

$$(G.22) \quad R = L_T + R_B .$$

REFERENCES—REFERENCIAS

- Aitkin, M. 1991. Posterior Bayes factors. *J. R. Stat. Soc. Ser. B (Methodol.)*, 53: 111-142.
- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In Petrov, B.N. and Csaki, F. (editors). 2nd International Symposium on Information Theory. Publishing house of the Hungarian Academy of Sciences, Budapest. 268-81. Reprinted in 1992 in Kotz, S. and Johnson, N. (editors). Breakthroughs in Statistics 1. Springer Verlag, New York. 610-624.
- Allen, R. and Punsly, R. 1984. Catch rates as indices of abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 18 (4): 301-379.
- Bard, Y. 1974. Nonlinear Parameter Estimation. Academic Press, San Diego, Calif. 341 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 (4): 307-385.
- Beverton, R.J.H. and Holt, S.J. 1957. On the Dynamics of Exploited Fish Populations. Fisheries Investigations Series 2, Vol 19, U.K. Ministry of Agriculture and Fisheries, London.
- Clark, W.G. 1991. Groundfish exploitation rates based on life history parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 48: 734-750.
- Crone, P.R. and Sampson, D.B. 1998. Evaluation of assumed error structure in stock assessment models that use sample estimates of age composition. In Funk, F., Quinn, T.J., II, Heifetz, J., Ianelli, J.N., Powers, J.E., Schweigert, J.J., Sullivan, P.J., and Zhang, C.I. (editors). Fishery Stock Assessment Models. Alaska Sea Grant College Program Report. 355-370.
- Doubleday, W.G. 1976. A least squares approach to analyzing catch at age data. *Int. Comm. Northwest Atl. Fish., Res. Bull.* 12: 69-81.
- Everett, E.H. and Punsly, R.G. 1990. Sex ratios of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean: a new method for old data. In Boggs, C.H. (editor), Proceedings of the 41st Annual Tuna Conference, Southwest Fisheries Center Honolulu Laboratory Administrative Report H-90-07: 52.
- 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 (6): 429-569.
- Fournier, D.A. and Archibald, C. 1982. A general theory for analyzing catch at age data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 39: 1195-1207.
- Fournier, D.A., Hampton, J., and Sibert, J.R. 1998. MULTIFAN-CL: a length-based, age-structured model for fisheries stock assessment, with application to South Pacific albacore, *Thunnus alalunga*. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2105-2116.
- Fournier, D.A., Sibert, J.R., Majkowski, J., and Hampton, J. 1990. MULTIFAN a likelihood-based method for estimating growth parameters and age-composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 301-317.

- Francis, R.I.C.C. 1993. Monte Carlo evaluation of risks for biological reference points used in New Zealand fishery assessments. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 120: 221-230.
- Francis, R.I.C.C. 1992. Use of risk analysis to assess fishery management strategies: A case study using orange roughy (*Hoplostethus atlanticus*) on the Chatham Rise, New Zealand. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49: 922-930.
- Gudmundsson, G. 1994. Time-series analysis of catch-at-age observations. *Appl. Stat.* 43: 117-126.
- Haist, V., Fournier, D., and Saunders, M.W. 1999. Reconstruction of B.C. sablefish stocks, 1966-1998, and catch projections for 1999, using an integrated catch-age mark-recapture model with area and depth movement. Canadian Stock Assessment Secretariat Research Document 99/79: 46 pp.
- Hampton J. 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 57: 1002-1010.
- Hampton, J., Bigelow, K., and Labelle, M. 1998. A summary of current information on the biology, fisheries, and stock assessment of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the Pacific Ocean, with recommendations for data requirements and future research. Secretariat of the Pacific Community. Oceanic Fisheries Programme Technical Report No. 36. 46 pp.
- Hampton, J. and Fournier, D.A. 2000. Updated MULTIFAN-CL based assessment of yellowfin tuna. SCTB Working Paper YFT-1, 27 pp.
- Hampton, J. and Fournier, D.A. 2001. A spatially disaggregated, length-based, age-structured population model of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the western and central Pacific Ocean. *Mar. Freshwater Res.*, 52: 937-963.
- Hilborn, R., and Mangel, M. 1997. *The Ecological Detective: Confronting Models with Data*. Princeton University Press, Princeton, NJ. 315 pp.
- Hinton, M.G., and Nakano, H. 1996. Standardizing catch and effort statistics using physiological, ecological, or behavioral constraints and environmental data, with an application to blue marlin (*Makaira nigricans*) catch and effort data from Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 21 (4): 169-200.
- IATTC. 2000. Annual report of the Inter-American Tropical Tuna Commission, 1998.
- Joseph, J. and Miller, F.R. 1989. El Niño and the surface fishery for tunas in the eastern Pacific. *Japan. Soc. Fish. Ocean., Bull.*, 53: 77-80.
- Kalnay, E. et al. 1996. The NCEP/NCAR Reanalysis 40-year Project. *Bull. Amer. Meteor. Soc.* 77: 437-471.
- Kume, S. and Joseph, J. 1966. Size composition, growth and sexual maturity of bigeye tuna, *Thunnus obesus* (Lowe), from the Japanese longline fishery in the eastern Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 11 (2): 45-99.
- Mace, P.M. 1994. Relationships between common biological reference points used as thresholds and targets of fisheries management strategies. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 110-122.

- Maunder, M. N. 1998: Integration of tagging and population dynamics models in fisheries stock assessment. A dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy, University of Washington. 306 pp.
- Maunder, M.N. 2000. Software review: AD Model Builder. American Fisheries Society Computer User Section Newsletter, XIV(2): 10-14.
- Maunder, M.N. 2001. Integrated Tagging and Catch-at-Age ANalysis (ITCAAN). In Kruse, G.H., Bez, N., Booth, A., Dorn, M.W., Hills, S., Lipcius, R.N., Pelletier, D., Roy, C., Smith, S.J., and Witherell, D. (editors). Spatial Processes and Management of Fish Populations, Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-01-02, University of Alaska Fairbanks, pp. 123-146.
- Maunder, M.N. and Starr, P.J. 2001. Bayesian assessment of the SNA1 snapper (*Pagrus auratus*) stock on the north-east coast of New Zealand. N. Z. J. Mar. Freshwater Res. 35: 87-110.
- Maunder, M.N., and Watters, G.M. 2001. Status of yellowfin tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report, 1: 5-86.
- Maunder, M.N., and Watters, G.M. 2003. A general framework for integrating environmental time series into stock assessment models: model description, simulation testing, and example. Fishery Bulletin, 101: 89-99.
- Mizuno, K., Okazaki, M., Nakano, H., and Okamura, H. 1997. Estimating the underwater shape of tuna longlines with micro-bathythermographs. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Special Report 10: 35 pp.
- Myers, R.A., Bowen, K.G., and Barrowman, N.J. 1999. Maximum reproductive rate of fish at low population sizes. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56: 2404-2419.
- Nakamura, E.L. and Uchiyama, J.H. 1966. Length-weight relations of Pacific tunas. In Manar, T.A (editor). Proc., Governor's Conf. Cent. Pacif. Fish. Resources, Hawaii. 197-201.
- Otter Research Ltd. 2000. An introduction to AD Model Builder version 4.5 for use in nonlinear modeling and statistics. Otter Research Ltd. Box 2040, Sidney B.C. V8L 3S3, Canada.
- Pella, J.J., and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 13 (3): 417-496.
- Punsly, R.G. 1987. Estimation of the relative abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean during 1970-1985. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 19 (3): 261-306.
- Punsly, R.G., and Deriso, R. 1991. Estimation of the relative abundance of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, by age groups and regions within the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 20 (2): 97-131.
- Schaefer, K.M. 1998. Reproductive biology of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 21 (5): 201-272.
- Schaefer, M.B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial marine fisheries. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 1 (2): 25-56.
- Schaefer, M.B. 1957. A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the eastern tropical Pacific. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., 2 (6): 245-285.

- Schnute, J. and Fournier, D. 1980. A new approach to length frequency analysis: growth structure. *J. Fish. Res. Board Can.* 37: 1337-1351.
- Schnute, J.T., Richards, L.J., and Olsen, N. 1998. Statistics, software, and fish stock assessment. In Funk, F., Quinn, T.J., II, Heifetz, J., Ianelli, J.N., Powers, J.E., Schweigert, J.F., Sullivan, P.J., and Zhang, C.I. (editors) *Fishery Stock Assessment Models*, Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-98-01, University of Alaska Fairbanks, 1998.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics* 6: 461-464.
- Starr, P.J., Bentley, N., and Maunder, M.N. 1999. Stock assessment of two New Zealand rock lobster substocks. *N.Z. Fisheries Assessment Research Document 99/34*. 44 pp
- Suda, A. and Kume, S. 1967. Survival and recruit of bigeye tuna in the Pacific Ocean, estimated by the data of tuna longline catch. *Rep. Nankai Reg. Fish. Res. Lab.* 25: 91-103.
- Suzuki, Z., Tomlinson, P.K., and Honma, M. 1987. Population structure of Pacific yellowfin tuna. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 17 (5): 224:441.
- Thompson, G.G. 1993. A proposal for a threshold stock size and maximum fishing mortality rate. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 120: 303-320.
- Uosaki, K. and Bayliff, W.H. 1999. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern Pacific Ocean, 1988-1992. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 21 (6): 273-488.
- Watters, G. M. 1999. Geographical distributions of effort and catches of tunas by purse-seine vessels in the eastern Pacific Ocean during 1965-1998. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, Data Report 10: 100 pp.
- Watters, G. and Deriso, R. 2000. Catch per unit of effort of bigeye tuna: a new analysis with regression trees and simulated annealing. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 21 (8): 527-571.
- Watters, G.M. and Maunder, M.N. 2001. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report*, 1: 109-211.
- Wild, A. 1986. Growth of yellowfin tuna, *Thunnus albacares*, in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments. *Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull.*, 18 (6): 421-482.

The IATTC's responsibilities are met with two programs, the Tuna-Billfish Program and the Tuna-Dolphin Program. The principal responsibilities of the Tuna-Billfish Program are (1) to study the biology of the tunas and related species of the eastern Pacific Ocean to estimate the effects that fishing and natural factors have on their abundance, (2) to recommend appropriate conservation measures so that the stocks of fish can be maintained at levels which will afford maximum sustainable catches, and (3) to collect information on compliance with Commission resolutions. The principal responsibilities of the Tuna-Dolphin Program are (1) to monitor the abundance of dolphins and their mortality incidental to purse-seine fishing in the eastern Pacific Ocean, (2) to study the causes of mortality of dolphins during fishing operations and promote the use of fishing techniques and equipment that minimize these mortalities, (3) to study the effects of different modes of fishing on the various fish and other animals of the pelagic ecosystem, and (4) to provide a secretariat for the International Dolphin Conservation Program.

An important part of the work of the IATTC is the prompt publication and wide distribution of its research results. The Commission publishes its results in its Bulletin, Special Report, and Data Report series, all of which are issued on an irregular basis, and its Stock Assessment Reports, which are published annually.

The Commission also publishes Annual Reports and Quarterly Reports, which include policy actions of the Commission, information on the fishery, and reviews of the year's or quarter's work carried out by the staff. The Annual Reports also contain financial statements and a roster of the IATTC staff.

Additional information on the IATTC's publications can be found in its web site.

La CIAT cumple sus obligaciones mediante dos programas, el Programa Atún-Picudo y el Programa Atún-Delfín. Las responsabilidades principales del primero son (1) estudiar la biología de los atunes y especies afines en el Océano Pacífico oriental a fin de determinar los efectos de la pesca y los factores naturales sobre su abundancia, (2) recomendar medidas apropiadas de conservación para permitir mantener los stocks de peces a niveles que brinden las capturas máximas sostenibles, (3) reunir información sobre el cumplimiento de las resoluciones de la Comisión. Las responsabilidades principales del segundo son (1) dar seguimiento a la abundancia de los delfines y la mortalidad de los mismos incidental a la pesca con red de cerco en el Océano Pacífico oriental, (2) estudiar las causas de la mortalidad de delfines durante las operaciones de pesca y fomentar el uso de técnicas y aparejo de pesca que reduzcan dicha mortalidad al mínimo, (3) estudiar los efectos de distintas mortalidades de pesca sobre los varios peces y otros animales del ecosistema pelágico, (4) proporcionar la Secretaría para el Programa Internacional para la Conservación de los Delfines.

La pronta publicación y amplia distribución de los resultados de investigación forman un aspecto importante de las labores de la Comisión, la cual publica los resultados en su serie de Boletines, Informes Especiales, e Informes de Datos, los cuales son emitidas en forma irregular, y sus Informes de Evaluación de Stocks, que son publicados anualmente.

La Comisión publica también Informes Anuales e Informes Trimestrales; éstos incluyen información sobre las labores de la Comisión, la pesquería, y las investigaciones realizadas en el año o trimestre correspondiente. Los Informes Anuales incluyen también un resumen financiero y una lista del personal de la CIAT.

Información adicional de las publicaciones de la CIAT puede ser encontrado en su sitio de internet.

Editor—Redactor
William H. Bayliff

Inter-American Tropical Tuna Commission
Comisión Interamericana del Atún Tropical
8604 La Jolla Shores Drive
La Jolla, California 92037-1508, U.S.A.
www.iatc.org

