

**REPORT OF THE 2002 ICCAT
WHITE MARLIN STOCK ASSESSMENT MEETING**
(*Madrid, May 14-17, 2002*)

1. Opening of the meeting, adoption of agenda and meeting arrangements

The meeting was held in Madrid, May 14-17 2002 and was opened by the Chairman of the Working Group (WG), Dr. David Die, and the Agenda (**Appendix 1**) was approved by the Working Group. Participants to the meeting (**Appendix 2**) contributed with 19 scientific papers (**Appendix 3**), carried out analyses and were assigned different reporting tasks to facilitate the development of this detailed report.

2. Review of biological data, including tag release/recapture files

2.1 Movement patterns

Prince et al. (SCRS/2002/070) reviewed and updated the white marlin tagging efforts by the National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (CTC) and The Billfish Foundation (TBF) tagging program through 2002. These programs have tagged 42,681 white marlin, of which 854 have been reported recaptured (**Figure 1**). Additionally, the South Carolina Marine Resources Division and the National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program have incidentally tagged 992 white marlin, of which 17 have been reported recaptured. A substantial number of individuals moved between the mid-Atlantic coast of the United States and the northeast coast of South America. At least eight transatlantic migrations of white marlin have been recorded (most west to east, one east to west). No trans-equatorial movements have been documented, although one individual moved to within 100 nautical miles of the equator. At least five recaptures moved south of the ICCAT north/south boundary of 5° North. The longest minimum distance traveled was 3,150 nautical miles for a fish at large for 576 days (1.6 yr). Information is lacking on the habitat preference and vertical distribution of white marlin, or the species=ecology (including physical and biotic preferences).

2.2 Age and growth

White marlin size at age is not well known, however, based on other istiophorids, the species is considered to initially grow quite rapidly in length during the first year of life. After the first year, increases in mass are greater than increases in length. Catch-at-size shows sexual dimorphism, but it is not as extreme as with blue marlin. A minimum estimate of longevity can be calculated from the longest time at liberty for a tagged white marlin of 5,488 days (15 years). The individual was estimated to weigh 22 kg at the time of first capture, resulting in a minimum estimate of longevity of 17-18 years. During the meeting an unsuccessful attempt was made to estimate growth parameters from the tagging data available at ICCAT (**Appendix 4**).

2.3 Mortality

As with blue marlin, no reliable estimates of natural mortality (M) are available. However, based upon body size, behavior and physiology, estimates of M for adult fish would likely be fairly low.

2.4 Reproduction

Spawning of white marlin and other istiophorids in the North Atlantic was recently reviewed by DeSylva and Breder (1997) and in the South Atlantic by Amorin and Arfelli (SCRS/2002/057). Based on histological studies and macroscopic field analyses these authors indicated that white marlin spawn in the western North Atlantic from March to June. Spawning in the western South Atlantic occurs off Brazil during late spring and summer (November to March) between 17°-26°S, and 37°-46°W (SCRS/2002/057). Female size at first maturity is about 20 kg (DeSylva and Breder 1997).

2.5 Stock Identification

Stock hypotheses of white marlin considered at the Third ICCAT Billfish Workshop (ICCAT 1998) included a total Atlantic stock; and distinct North and South Atlantic stocks separated at the 5° North latitude. The workshop participants favored the total Atlantic hypothesis because (1) the species is distributed across the proposed north/south stock boundary throughout all four quarters of the year; (2) spawning is broadly distributed throughout the tropical and subtropical Atlantic in space and time; (3) tag recoveries demonstrate trans-Atlantic movement, as well as movement across the 5° North latitude; and (4) analysis of white marlin mitochondrial DNA revealed no significant heterogeneity between North Atlantic and South Atlantic samples.

Graves and McDowell (SCRS/2000/54) provided a review of genetic research on white marlin stock structure undertaken since the 1996 workshop. Increased sample sizes of white marlin (>225 individuals total) from four locations in the Atlantic (U.S. east coast, Caribbean, southern Brazil, and Morocco) were screened for genetic variation of mitochondrial DNA, and four hyper-variable microsatellite DNA loci. These analyses revealed no significant population structuring among geographically distant sampling sites within the Atlantic Ocean. Thus, the null hypothesis of a single, Atlantic-wide, genetic stock for white marlin could not be rejected.

Based on results of the additional genetic studies and other existing biological information, the participants at the Fourth ICCAT Billfish Workshop (ICCAT 2001) felt strongly that the total (single) Atlantic stock hypothesis be given primary consideration. Most recently, participants at the 2002 white marlin workshop reviewed updated biological information and agreed that a total Atlantic hypothesis was most consistent with the biology of this species.

3. Recent fishery developments

Information on purse seine by-catches of billfish (commonly sold locally on African fish markets), is seldom reported by skippers in their commercial logbooks. Consequently, estimates of by-catch of billfishes taken by the EU purse seine fishery for the period 1991-2000 presented in document SCRS/2002/062 were based on scientific observer data (corresponding approximately to a coverage rate of 15% during 1997-1998). However, because the EU Bigeye Program (1997-1998) was focused on the increase in the catch of bigeye tuna, billfish species may not have been correctly identified. For this reason, these estimates are based on the ratio of billfish groups (i.e., marlins on the one hand and sailfishes on the other hand) by-catch per ton of tuna; observer data were previously stratified by 4 quarters, 2 areas and 3 fishing modes (non-associated school set, FAD sets and seamount sets). A Monte Carlo simulation was performed to account for some uncertainties during fishing operations (e.g., the probability of setting with each fishing mode, the conditional probability that each group is present in a specific fishing mode, as well as the by-catch per set by fishing mode for each group). The simulated by-catch of marlins generated by the European purse seine fleets increased from 450 t in 1991 to 530 t in 1995, then decreased to 288 t in 2000. This pattern reflects the decrease in total number of sets but also the effect caused by the seasonal moratorium on FADs fishing adopted by the European purse seiners since 1997 (a comparative analysis conducted in 1996, when FADs sets reached a maximum of 50.1%, and 1998, with only 31.38% of FADs sets, showed that the simulated

ratio of the billfish by-catch per ton of tunas decreased by 31%). It was suggested during the meeting that the information provided in document SCRS/00/076 might be useful for calculating the proportion of white marlin in the total by-catch of marlins.

Document SCRS/2002/057 presented a review of white marlin catches by Brazilian and leased longliners off the Brazilian coast (1971-2001). This paper shows the high heterogeneity of this fleet in terms of vessel characteristics and, consequently, in terms of fishing strategies. Changes in targeting over time are clearly evidenced for the longliners operating from Santos. Sharks catch gradually increased from 1974 to 1993 (11% to 59%, respectively), substituting tunas as the main targeted species for this fleet. A large amount of by-catch of sailfish, white and blue marlins and other species are taken by these longliners. Based on records of the Japanese longline fishery, the major concentrations of white marlin occurred off the northeast to southeast Brazilian coasts between September and January. The catch of white marlin by Japanese longliners decreased in the 1970s and the 1980s.

Data used to estimate the U.S. recreational landings of white marlin are obtained from different sources and, as a consequence, are highly heterogeneous. Some programs are designed to census a subset of billfish tournaments, while others are based on telephone interviews and dockside sampling. As a result some data sources were relatively precise but biased, whereas other are unbiased but highly imprecise. Document SCRS/2002/074 attempted to improve the U.S. white marlin Task I by using all sources of information available. The relationship between the U.S. NMFS Marine Recreational Fishery Statistic Survey (MRFSS) estimates (assumed to be unbiased) and the NMFS Recreational Billfish Survey (RBS) estimates (characterized by high precision, but not accounting for non tournament events) was used to predict the U.S. recreational landings of Atlantic white marlin for the 1981-2001 period. In addition, the 1960-1977 ICCAT Task I estimates were updated in order to reflect the results of a survey conducted in 1977-1978.

During the meeting, information on recent U.S. regulations was provided by U.S. scientists. The U.S. Atlantic pelagic longline fishery is subject to several discrete time/area closures that are designed to reduce by-catch in the pelagic longline fishery in offshore fishing areas up to 200 nautical miles (nm) from shore (**Figure 2**). In addition, the NMFS implemented a fifth closed area pursuant to a June 14, 2001, Biological Opinion (BiOp) resulting from formal consultation under the Endangered Species Act (ESA). The BiOp concluded that the HMS pelagic longline fishery is likely to jeopardize the continued existence of leatherback and loggerhead sea turtles. Closure of the Northeast Distant Statistical Sampling area (NED) was identified as part of a Reasonable and Prudent Alternative (RPA) that will allow the Atlantic pelagic longline fishery to continue operating. The emergency regulation implementing the RPA closes approximately 2,631,000 nm² on the high seas to U.S. fishing vessels.

4. Catch and size data

4.1 Catch data

After the early geographical expansion of the landings of white marlin prior to 1970, the relative distribution of average yearly catch by decade has not changed very much except for an apparent shift of catches towards the southern hemisphere (**Figure 3**). A similar pattern can be seen in the extent of the fishing effort linked to white marlin catches (**Figure 4**) and should be seen in light of the total distribution of longline effort (**Figure 5**). Historical Task I catches are presented in **Table 1**.

SCRS/2002/074 reported new estimates of U.S. recreational landings (including dead discards but not live release) of white marlin. For the period of 1981 to 2001, the U.S. recreational landings reported for Atlantic white marlin were adjusted using the statistical relationship between annual RBS estimates which were relatively precise but biased, and relatively unbiased but imprecise MRFSS estimates. In addition, the 1960-1977 ICCAT Task I figures were updated to reflect the final results of

a 1977-78 survey. It was noted that the new estimates are scientifically more reliable and hence the Working Group decided to use the new series for the assessment, while Task I data should not be changed until they are officially reported by the delegations of each country.

SCRS/2002/066 described historical trends of white marlin caught during tournaments in U.S. recreational fisheries. Though recent effort and catches increased, in accordance with the domestic regulations, all white marlin have been released since 2000.

SCRS/2002/062 reported about incidental catches of billfishes taken by the European tuna purse seine fishery. The annual quantity of by-catches was estimated for 1991-2000 by using scientific observer data for 1997-1999, which decreased from 450–520 t in the beginning to less than 300 t in recent years. This was supposed to be caused mainly by the temporary moratorium on fishing with FADs adopted by the European purse seiners, combined with fishing effort decreases. Since this paper estimates only total billfish catches, the amounts of white marlin catches were, during the meeting, tentatively estimated for the use of this assessment (**Table 2**). Estimates were obtained by using past estimated species composition of billfish by-catches by European purse seiners (SCRS/2000/076) and estimates of the ratio of total marlin by-catch per ton of tunas (SCRS/2002/062). As shown in Table 3 of SCRS/2000/076 and assuming that black marlin (BLM) and striped marlin (STM) identified at sea by observers were likely blue marlin (BUM) and white marlin (WHM), respectively (E. Prince pers. comm.), the proportion of white marlin in the total by-catch of marlins is estimated at 0.303.

% of white marlin based on Table 3 (SCRS/2000/076) BUM+BLM vs WHM+STM = $71.8/(71.8+164.9)$

$WHM/(WHM+BUM) = 0.302915082$

Japan reported new estimates of white marlin landings for 1994-2000 obtained through the new logbook reporting system (SCRS/2002/059, Table 2). The new system requires fishers to report catch in weight by species in addition to the catches in number of fish. The Group decided to use the new catch estimates of white marlin by Japanese longliners for the assessment.

Venezuela commented on catch and effort data of the artisanal gillnet fishery from Playa Verde, in the central Venezuelan coast, from 1991-2001. This fishery was described in Alio et al. (SCRS/92/73) and Marcano et al. (SCRS/00/74). The data include landings from individual boats and harbor measurements of most billfish that were landed. It was recommended that this data series should be standardized for the next billfish assessment.

The Working Group conducted critical review of Task I data reported by the ICCAT Secretariat (**Table 1**). The unnaturally high catch reported by Gabon in 1996 was found to be the mixture of various species and the Working Group decided to exclude this from the assessment. The Working Group was informed that the sudden decrease in the white marlin catch in 2000 of the People's Republic of China could be attributed to the change of methods of Task I data, i.e., previous data are from observer data while for 2000, reported landings were used (by personal comm. with scientists in the People's Republic of China).

Catches reported in the Task I series as “billfish unclassified” were not included in the stock assessment, as the species composition was unknown. The species composition of “unclassified catch” should be investigated. Species breakdown was not available for 2000 billfish catches reported by Brazil. During the meeting, Brazil reported catch and effort data that may be used for splitting data into species and it is hoped that Brazilian scientists can use these data in the future to split the catches before the next assessment. Portugal reported catch by “billfish unclassified.” The data source was the landings in Azores Islands, which cannot be divided into species under the current sampling scheme and hence they were not included in the assessment.

Updated catches in 1999 and 2000 by the Venezuelan recreational fishery (SCRS/2002/069) were reported and the Group decided to use them for the assessment.

The Working Group then decided to use the Task I data as the basis for assessment unless some new information was made available at the meeting recommending such data should be modified. The Working Group also decided which catches to carry over when data were not available for the most recent years. Modifications to Task I data were done for Japan, NEI, EU, EC-Spain-France, Venezuela, United States, Philippines and Gabon (**Table 2**). The total catch resulting from such modifications was used in the assessment (**Figure 6**).

4.2 Catch at size

Size data available in Task II as well as data collected through a variety of scientific programs in the U.S. (recreational and longline fishing) and Venezuela (recreational, longline, and artisanal) were analyzed (SCRS/2002/072). The length frequency of the U.S. recreational fishery showed an increasing trend in the average length in recent years, most likely due to the introduction of a minimum landing size regulation. The mean lengths of white marlin for observations pooled from all longline gear showed a slight but significant decline of 0.31 cm per year. The Working Group noted a lack of information about age and growth for this species. The sex composition also impacted catch length frequencies but most of the longline observations did not identify sex. These issues proscribed interpretation of the length-frequency information.

Where sex was recorded, the male fraction of the catch tended to decrease with increasing size. However, particularly in the observations from Venezuela, some males were also present near the largest sizes ranges. Information on size data in the U.S. recreation fishery is also found in SCRS/2002/066.

SCRS/2002/057 reviewed past studies of white marlin caught in Brazilian waters. The largest proportion of white marlins were between the 135-140 cm and 145-150 cm length classes, in the 1972-1983 period, but from 120-125 cm to 125-130 cm in 1971 and 1984. Overall, during the 1971-1984 period, the specimens caught ranged between the 85-90 cm to the 200-205 cm length classes. Considering that white marlin attain sexual maturity at around 130 cm (EFL), only 11% of the fish caught by Santos longliners were immature.

5. Stock assessment

5.1 Abundance indices for individual fisheries

The standardization of white marlin catch per unit effort from the Chinese Taipei longline fishery from 1967-2001 is described in SCRS/2002/056. A General Linear Model (GLM) and a general linear mixed model (GLMM) were used with a lognormal error structure. The factors used were year, quarter, area and target species, and the interactions of year*area and year*quarter were considered as random factors in GLMM. Information used came from commercial logbooks and showed either a low number of records or low reporting ratios in some years. Thus, years with less than 100 records or less than 15% logbook coverage were excluded in the standardization process, leaving three temporal periods (1968-1975, 1980-1987 and 1993-1999) for the analysis. The dependent variable modeled was the natural logarithm of CPUE plus 10% of the grand mean of CPUE. The area of operation of the fleet was divided into 10 sections. However, since 1982 the fleet of Chinese Taipei has been regulated in some coastal waters by the declaration of Exclusive Economic Zones (EEZs), forcing fishermen to obtain licenses for access to these areas. Hence, the analysis was made both excluding and including the sections corresponding to an EEZ in each operating area. The analysis including the EEZ zones split each of the 10 original areas into two areas, with each new area either containing or excluding EEZ water. The final model selected was the GLMM, and the standardized CPUE shows a slightly

decreasing trend in the standardized CPUE, with most of the decline in CPUE due to a sharp increase early in the time series (1973) relative to the remainder of the series.

Standardized catch rates from the U.S. pelagic longline fishery in the northwest Atlantic and the Gulf of Mexico is described in SCRS/2002/065. A GLMM was constructed with each of two data sources: (1) logbook data from 1986-2000 (mandatory since 1992) and (2) observer data from 1992 to 2000. The observer program covers approximately 5% of the total U.S. Atlantic longline trips. Factors included in the GLMM were: year, area, OP (operation procedure; which considers factors such as vessel size), target species (as specified by the captain), quarter of year, light sticks, hook density, rattlers, surface lights, main line material, hook manufacturer and type of weather, distance between gangions, and bait. Because white marlin is a by-catch species and therefore shows a large proportion of sets with zero catch, a delta-lognormal distribution was assumed in which the proportion of positive sets was modeled with a binomial distribution, and those sets with positive catches were modeled with a lognormal distribution. For the observer program data, the GLM analysis was conducted with the number of fish per unit effort as well as the estimated biomass of fish per unit effort. Analyses of the two sources of data produced similar results, with catch rates of white marlin in either data set associated to the factors year, area, season and operative procedure, and the year*area, year*operative procedure interactions. CPUE estimates from logbooks and from observers records also show close correspondence and fell within approximate confidence intervals. Additionally, CPUE values calculated based on number of fish or weight in the logbook data show very close correspondence. Standardized CPUE values from the pelagic longline fishery show very stable values in the period 1987-1999, with a decreasing trend in 2000. It was recommended that the longer longline database be used in future analyses.

Standardization of catch rates from the U.S. recreational tournaments fishery in the northwestern Atlantic and the U.S. Gulf of Mexico within the period 1973-2001 is described in SCRS/2002/066. The data source was the Recreational Billfish Survey, an observer program focusing on U.S. tournaments. Only tournaments targeting white or blue marlin, and catching at least one white marlin, were considered; a total of 5,856 records were retained for the analysis. In addition to the traditional measure of CPUE of fish either retained or released by the angler, a separate analysis of hooked per unit effort (HPUE) was conducted which additionally includes fish hooked, identified as white marlin, but not brought to the boat. The number of fish hooked but not boated has decreased over time and shows no difference after 2000, indicating perhaps improvements in the technology and/or skills of the fishers, or a progressive lack of reports of the lost fish. The index of weight was obtained by converting length into weight according to Prager et al. (1995). Similar to the analysis for U.S. longline fisheries, a GLMM with a delta-lognormal error structure was used. The factors area, season, year*area and year*season were the main explanatory variables for the proportion of positive trips. The Working Group considered that the use of hooked per unit of effort (HPUE) was a better index of abundance than the CPUE itself, and that CPUE values for 2000 and 2001, when no lost fish were reported, should not be considered in the analyses. The standardized CPUE trend shows some high values in 1974 and 1980-1982, and a general decreasing trend from 1983 to 2001. The lowest CPUE values were observed in 2000.

Standardization of catch rates from the Playa Grande sport fishery in Venezuela is presented in SCRS/2002/069. The data used are the number of white marlin caught per fishing trip from 1961-1989; data recorded from 1990 to 2001 were excluded because of inaccuracies and an increase in the release rate of caught fish. However, accurate data have been collected since the middle of 2001. A single fisher, representing 5% of the total effort for this fishery, has kept personal records of catch and effort from 1959 to 2001, and also reports that a change from heavier to lighter gear occurred in the late 1960s. However, the Working Group excluded this anecdotal information from the analysis, but encouraged the authors to take steps to verify this information. A GLM with a lognormal error structure was used; observations of zero catch were treated by adding a value equal to the smallest CPUE to all observations. A regression analysis was used to select variables for the GLM, with year, season (semester), monthly precipitation, and monthly wind speed. Monthly precipitation and wind

speed were not related to CPUE, and the final GLM model included the year and month factors. Previous assessments have used nominal annual CPUE for this fishery which showed decreasing CPUE from the early 1960s to the 1980s. In contrast, the GLM results, using the monthly data, show a less dramatic decline over time.

Standardization of the Venezuelan longline fishery is presented in SCRS/2002/076. The data consists of numbers of fish per 1000 hooks from 1991-2000, from scientific observers in the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program; sampling covered about 14% of the total effort made by the fleet each year. A GLMM of the form presented in SCRS/2002/065 was used, and the factors considered in the GLMM were similar to those used in the standardization of the U.S. longline fishery. The final GLMM model included factors year, area, boat type, season, bait type, and the interactions year*season, and year*boat type. The resulting standardized effort time series shows a slightly increasing trend from 1991 to 1995, and a decreasing trend from 1995 to 2001. The time series of coefficients of variation on the standardized values ranged from 33% to 104%.

Standardization of the Japanese longline catch rates is presented in SCRS/2002/060. The standardization procedures differ from the other approaches above in that the “effective” effort values used in the CPUE computation explicitly consider the proportion of fish at the depth levels in which the effort occurs (Hinton and Nakano 1996). Application of this standardization procedure requires detailed information of longline hook distribution and white marlin population distribution at depth, time, and area. The location of individual sets of Japanese longline vessels exist from 1967 to 2000; pre-1967 data used in previous assessments are available electronically only on a 5°x5° resolution, but detailed information of sets does exist in paper records. Data on vertical distributions of longline hooks were obtained from research cruises in the eastern Pacific in 1999 and the tropical Atlantic in 2000. The effect of ocean currents on the longline configuration was modeled from the field observations in the tropical Atlantic in 2000, combined with monthly predictions of ocean current on a 1.5° x 1.5° resolution from the Ocean Global Circulation Model (OGCM; Behringer et al. 1998). Information on the depth distribution of white marlin are not available, thus the results for Pacific striped marlin were used as proxy; other species such as swordfish and Pacific blue marlin were considered as well. Separate GLMMs were conducted for each species proxy, as well as the traditional measure of effort in number of hooks. In addition, all data from the EEZ zone were excluded from the analysis in order to improve statistical balance of observations. The GLMM with effort measured in number of hooks indicated a pattern more closely related to a deepwater fish and was thus viewed by the authors as unrealistic, and authors recommended that the GLMM with the effective effort be used for the assessment.

Several concerns were raised about the use of effective effort in the standardization process of Japanese data, including: (1) The exclusion of the data prior to 1967 (which were the highest CPUE values of the time series); (2) differences between the oceanography of the Pacific and Atlantic oceans that may affect the suitability of the striped marlin proxy (e.g., the O₂ minimum zone in the Pacific); (3) the substitution of striped marlin for white marlin, and (4) the lack of information of the effect of ocean currents on the fine scale required for the analysis. Alternatively, the GLMM with traditional effort was criticized as being biologically unrealistic for white marlin, and having statistical unbalance in the observations. The Working Group agreed that, to maintain consistency with the last assessment, the GLMM with effort measured in number of hooks be used for the continuity case assessment (defined below), encouraged the authors to continue with important field studies of white marlin habitat distribution, try to recover the pre-1967 detailed longline fishery records, and recommended that a portion of the Working Group continue simulation modeling to further evaluate the potential of estimating standardized indices from either method. In addition, comparisons between reported and observer’s information suggest that the recent Japanese white marlin catches were under-reported in the logbooks (SCRS/2002/059).

Revised data for catch and effort from Santos and Natal in Brazil were also submitted top the Working Group, but there was no time to process these data during the meeting to develop abundance

indices. The Working Group recommends that Brazilian scientists attempt to standardize these data for the next assessment.

5.2 Combined abundance Indices

Combined indices were developed following the same procedures used in the last assessment (ICCAT 2001).

A composite CPUE was estimated from the available CPUE series adopted and discussed by the Working Group. The composite CPUE was estimated using a generalized linear model (GLM) under two options: (a) an equal weighting for each index included, and (b) a weighting model, using the corresponding proportion of the total fleets-catch for each index and year. **Table 3** presents the CPUE indices used for the composite CPUE estimation and **Table 4** shows the weighting factors used in the GLM. **Figure 7** shows each index series scaled to their mean for overlapping years 1985 to 2000. The Working Group decided to split the Chinese Taipei index into two time series: the early index from 1968 to 1987, and the late index from 1993 to 1999. The Working Group decided to split the index based on the different method for accounting for targeting for the latest years, when the target of the Chinese Taipei fleet shifted to bigeye tuna. The Japanese longline index presented in SCRS/2002/060 covers the period from 1967 to 2000. The Working Group decided to extend the Japanese longline index back to 1959, as in the prior assessment. Because set-by-set information for the Japanese longline fishery prior to 1967 was not available yet in electronic form, the Working Group decided to use the 1959-1967 years of the 5 by 5 degree standardized Japanese longline fishery index 1959-2000 (SCRS/2000/081), by scaling the two series by the ratio of their respective means for the overlapping years (1967-2000) of the time series.

The GLM composite CPUE index model assumed a lognormal error distribution. The model was:

$$\log(CPUE) = Year + f * Index Source + e$$

where f is the weighting factor, set to 1 for an equal weight option, and to the annual proportion of total-fleets catch for each index/year represented by the fleet index in the weighted model (in this way, the weighting factors summed to 1 in each year). Composite CPUE values were back calculated from the least-squared means of the model fit, and bias-corrected using the corresponding standard error. **Figure 8** and **Table 4** show the composite CPUE continuity scenario.

The Working Group decided on several sensitivity runs based on different schemes for the combined CPUE index estimation. The following sensitivity scenarios were estimated as of variations of the continuity case:

- a) As in the continuity case, but unweighted;
- b) Combined CPUE index with the Chinese Taipei index combined into a single series from 1968 through 1999;
- c) Combined CPUE index for sport fleets (Venezuela Recreational and U.S. Recreational indices);
- d) Combined CPUE index for commercial fleets (Japan, Chinese-Taipei, Venezuela, and U.S. pelagic longline indices).
- e) Combined CPUE index with the Japanese Longline Habitat model CPUE index (as single series from 1959-1996).
- f) Combined CPUE index using Japan PLL index from 1964 to 1996, since the Working Group considered that from 1959 to 1963 the pelagic longline fleet was under a process of expansion (**Figure 5**).
- g) Combined CPUE index with the Chinese Taipei non-EEZ alternative index (SCRS/2002/056).

- h) Combined CPUE index with the Venezuelan Recreational index (SCRS/2002/069) with a modification for changes of annual efficiency of 2.6% adopted by the Working Group. This was based on an analysis of the U.S. recreational tournament catch rate time series which indicated a difference in the slopes of the CPUE and HPUE catch rate patterns which was attributed to changes in the efficiency of the fleet over time.

These different combined abundance indices used for sensitivity analyses are presented in **Table 5** and their trends can be seen in **Figures 8** and **9**.

5.3 Stock assessment methods

ICCAT has conducted four Billfish Workshops (ICCAT 1981, 1994, 1998, 2001) where relevant assessment data have been put together, revised or updated, primarily for blue and white marlin. However, only during the last two workshops (held in 1996 and 2000) were white marlin assessments conducted and used to make management recommendations to the Commission. The remainder of the assessment work conducted historically at ICCAT has been primarily the work of individual scientists (e.g., Kikawa and Honma: SCRS/92/129; Conser and Beardsley: SCRS/78/39; Farber and Conser: SCRS/81/57; Conser 1989; Farber and Jones: SCRS/92/129). Jones *et al.* (SCRS/96/104) provide an overview of the results found by these different authors.

The Working Group noted that management advice from previous billfish assessments has been mainly based on lumped biomass, non-equilibrium production model applications to catch and effort data. In this meeting the Working Group evaluated the possibility of using other assessment models. In this regard three documents were presented to the meeting.

Document SCRS/2002/067 presented a surplus production model similar to the model used in ASPIC, except that it allowed informative prior probability distributions to be used to constrain the parameter values. The model also allowed catchability parameters for each CPUE series to increase in the early part of the time series, following either a logistic or a 2-line model. Allowing q to increase early in the time series improved the fit for some series, but the model was over-parameterized and the posterior distribution of the parameters was not well estimated. The model was fit to each series independently, and to all the series independently. The individual series fits demonstrated that some of the data series provide contradictory information about the abundance trend.

The Working Group discussed whether it was appropriate to model q with an increasing trend for a species caught as by-catch, or whether q might also decrease with time.

SCRS/2002/068 illustrated the application of a state-space extension of age-structured production model to Atlantic white marlin. An age-structured approach was applied to accommodate the possibility that the vulnerability of white marlin to the various fisheries changes with age. A state-space representation was employed to facilitate parameter estimation by accommodating Bayesian priors and inter-annual changes in parameters such as the catchability coefficients. Initial runs of the model in an attempt to duplicate the ASPIC and FISHLAB runs made by the 2000 SCRS indicate that the steepness parameter of spawner-recruit relationship and the age at 50% vulnerability cannot be estimated reliably. This implies that informative priors are required for these parameters before additional complexities are examined.

The age-structured production model described in SCRS/2002/68 was applied to accommodate the possibility that the vulnerability of white marlin to the various fisheries changes with age and to facilitate parameter estimation by accommodating Bayesian priors and random deviations in catchability or production. The initial runs of the model described in SCRS/2002/068 attempted to duplicate the ASPIC and FISHLAB runs made by the 2000 SCRS, but found the steepness parameter of the spawner-recruit relationship, natural mortality rate and the age at 50% vulnerability could not be estimated reliably. The steepness parameter in particular has a strong influence on the model

perception of the level of fishing mortality that can be sustained over the long term. Accordingly the Working Group developed priors for these quantities as described in **Appendix 5**.

The model requires several prior distributions, such as steepness, catchability etc. The Working Group discussed a number of ways to improve/obtain priors of several parameters to Atlantic white marlin. One suggestion was made to substitute the growth parameter of striped marlin, instead of those from sailfish used in the paper. Another suggestion was to use of the work of Myers et al (1999). During the meeting a set of priors are constructed based on the input from the Working Group (see **Appendix 5**).

The Working Group recognized the need to move from lumped population dynamics models to age-structured models in the future stock assessment. But lack of quantitative information of age and growth of Atlantic white marlin makes it very difficult to pursue this direction. Therefore the Working Group recommended promoting the study of age and growth of the species.

SCRS/2002/075 examines several alternatives, and uses computer simulation to show that the ratio of biomass of the stock (B) to its biomass at maximum sustainable yield (B_{MSY}) can be reasonably inferred from the ratio of an index of stock size (I) to its value in the unfishied condition ($I_{unfishied}$). The resulting distributions of simulated $I/I_{unfishied}$ and B/B_{MSY} ratios allow prediction of stock status in terms B/B_{MSY} directly from the observed abundance indices along with appropriate confidence intervals about those estimates.

There was a concern that the method described here relies on the ratio of index of stock size, because index of stock size usually has a lot uncertainty, in particular during the development stages of a fishery. Related to this, it was pointed out that there is a danger in relying on the decline of abundance index, because steep declines of the index of abundance in the initial stage of longline fisheries is often observed but the reasons for the declines are unknown.

5.4 Continuity case

The data available for white marlin, in spite of significant improvements in the relative abundance estimates made available during the last two assessments and the current assessment, are not informative enough to provide an estimate of stock status with high certainty. After a lengthy discussion, and due to the lack of consensus on better alternatives, the Working Group decided to define a continuity case that used the same treatment of abundance data and assessment method used in the last assessment. The continuity case chosen is consistent with the last assessment: it uses a combined index of abundance and the ASPIC software with the Schaefer model. ASPIC was fitted according to the LMS criteria, as in the previous assessment, and with similar constraints in the initial values of model parameters as the ones used in the last assessment, including the assumption that initial biomass was equal to K and constraining the value of K below 50,000 t to avoid solutions suggesting a very small, and probably unrealistic, MSY .

It must be noted that a few different versions of ASPIC have been used during this and the 2000 white marlin assessment. The 2000 assessment used a Beta version that was available at the end of 1999. The versions of ASPIC used in the current assessment were: 3.91, 4.07, 4.35 and 4.41. The higher number indicates later release. The ICCAT catalogue version is 3.82. Three versions (4.07, 4.35, and 4.41) are beta versions and 3.91 is the newest non-beta version. All of the three beta versions offered three fitting criteria, which are the least median squares (LMS), the least absolute value (LAV) and the least sum of square (SSE). However the only available fitting criterion in version 3.91 was the least sum of squares. The difference among the three beta versions is that different search algorithms for parameter search were used for each version, however, all three use the same objective function, i.e. given same parameter values, same data and same fitting criteria; the objective function would give same value. This means that, when using beta versions, it can be concluded that a better fit is obtained when a smaller value of the objective function is returned, provided that the same data and

fitting criteria are used. The previous two white marlin assessments, made in 1996 and 2000, indicated that the biomass of white marlin has been below B_{MSY} for more than two decades, thus that the stock has been over-fished for many years. The 2000 assessment estimated that biomass in the late 1990s was about 15% of B_{MSY} , and that fishing mortality was increasing and reaching more than 5 times F_{MSY} . The MSY estimates of 2,200 t made in 1996 were reduced to 1300 t in the 2000 assessment. The new assessment results are similar to those obtained in 2000 (**Table 6, Figure 10**); they suggest that the total Atlantic stock in 2000 remains over-fished and continues to suffer over-fishing.

After the assessment was completed, some additional work was conducted. The new results show that when a different ASPIC version was used (4.41) different parameter estimates were obtained and a smaller objective function value was found; the fit, however, was at one of the boundaries of the parameter space established for the search. This experience revealed that the converged continuity case results obtained during the assessment with ASPIC 4.35 might be at a local minimum of the objective function. This result merits additional research into the differences between beta versions that needs to be carried out prior to the next assessment.

5.5 Uncertainty of assessment

The relative abundance indices available suggest similar trends in abundance in the last 20 years; however, this is not the case for the early part of the fishery where trends seen in different indices are sometimes different. In that early part of the time series, the Japanese longline index shows a steep increase from 1959 to 1962, and a steep decline between 1962 and 1972. Although it is possible that such changes may be associated with the high catches made by longliners during the 1962 to 1966, some members of the Working Group noted that similar steep increases followed by steep declines have been observed in the early part of development of other longline fisheries, and thus may be related to changes in catchability or local abundance. The population model used in the continuity case does not explain well the early changes in abundance represented by the combined index because this index mainly reflects the above-mentioned changes in the Japanese longline index. This suggests that either the non-equilibrium production model fails to capture all the changes in abundance seen in the combined index, or that the combined index is not reliable in the early part of the time series. This was already evident in previous assessments of white marlin and can be clearly seen if an index of fishing effort is calculated from the ratio of catch and combined CPUE, and the assessment proceeds under the assumption that effort is known without error (**Appendix 6**).

The ASPIC algorithm relies on a minimization algorithm to estimate the model parameters. As mentioned above this algorithm has changed in different versions of ASPIC. For the algorithm to converge it requires appropriate starting values and informative data. The Working Group noted that, during the assessment, convergence depended on the type of algorithm (different for each ASPIC version), the parameter space defined for the search and the data set. The data used in the meeting are not very informative and often the algorithm failed to provide an acceptable solution, converging to one of the limits set for the searchable parameter space. Some combinations of searchable parameter space and algorithm, failed to converge for the continuity case, even when the starting values were those estimated to be a solution for another parameter space and algorithm combination. This characteristic of the ASPIC fits to the continuity case data is an additional source of uncertainty for the assessment because it is not inherently obvious that any particular algorithm and searchable parameter space combination should be favored over others. The Working Group used a fit of ASPIC version 4.35 that did not hit any of the constraints (MSY 100-10,000 t; K 1,000-50,000 t). The Working Group that noted additional research needs to be conducted on the modifications of the various versions of ASPIC and on other alternative assessment methods before the next assessment. The convergence difficulties noted with ASPIC were not as noticeable with the other model formulations fitted to the data.

To evaluate the uncertainty and sensitivity of the assessment to data and model inputs, the Working Group considered alternative models (other ASPIC formulations, and other biomass dynamic

models such as the Bayesian models mentioned in the previous section) and data set combinations (combined indices defined with different combinations and/or assumptions for the individual fishery indices). While the range of sensitivity analyses were not meant to quantify possible biases, the Working Group used them to qualitatively characterize the range of uncertainty in the estimates of stock status. In addition the bootstrap estimates from ASPIC runs and posterior distributions from Bayesian methods were also used to help characterize uncertainty.

The Working Group used all the methods available at the meeting to fit the combined index CPUE defined as continuity case. Different types of ASPIC models were used in addition to the continuity case ASPIC. These different ASPIC runs included Fox and generalized population functions, LAV and LS fitting routines and runs where the initial biomass ratio was estimated from the data. Details of these runs can be seen in **Appendix 7**. The Bayesian production model described in SCRS/2002/067 and the age structured Bayesian production model described in SCRS/2002/068 were also fitted to the combined CPUE index from the continuity case. Details of the results of these runs are presented in **Appendices 8** and **9** respectively. The FISHLAB software was used to fit a Shaeffer non-equilibrium production model that is analogous to the ASPIC model but that was fitted to the individual indices used to produce the continuity combined index rather than to the combined index. Details of these runs can be seen in **Appendix 10**. Two other methods were used to assess the changes in abundance trends as inferred from relative abundance indices, the method presented in SCRS/2002/075 and the method of Hilborn (2001). Details of the results of these fits to the combined CPUE of the continuity case are presented in **Appendices 11** and **12**. **Table 7** summarizes the basic inputs, models used, and outputs of the various sensitivity runs. A number of these runs failed to converge and are not discussed any further.

Sensitivity runs can be grouped into two categories:

- Those that used the continuity case combined index but used different model types and/or assumptions: Runs 2, 3, 16, 24, 27, 30 and 35.
- Those that used the same method (logistic ASPIC fit, sometimes with different constraints or minimization algorithms) but different abundance indices: Runs 3, 5, 7, 8, 10, 11, 31, 32 and 34.

The uncertainty in the assessment of stock status suggested by these runs can be seen by examining plots of F/F_{MSY} against B/B_{MSY} and of Replacement yield against B/B_{MSY} (**Figure 11**). Most runs fall in the quadrant where the biomass ratio is below 1 and the fishing mortality ratio is above 1, indicating that the stocks are over-fished and over-fishing continues. The spread of results is larger for the group of runs that used different abundance indices than for the group that used the same index with different models, suggesting that there is more uncertainty coming from the type of index of abundance than from the type population model.

5.6 Retrospective adjustments

Previous experience with Atlantic billfish assessment has suggested that there is a retrospective bias in the assessment results. To examine the presence of this bias runs were done with the ASPIC model in the same way they were done for the continuity case model but eliminating one by one the last year of data. It appears that the estimate of fishing mortality for 1995 becomes lower as years of data were added to the dataset (**Figure 12**) indicating a possible retrospective effect. The Group decided to carry out an *ad hoc* adjustment to the continuity case analysis in order to deal with this problem. The adjustment consisted of:

- 1) Set the F values for 1998 to 2000 equal to the arithmetic mean F for the period 1995 to 1997.
- 2) Given the F values from the previous step and using the observed yields for 1998 to 2000 and the equations describing the biomass dynamics for the ASPIC model, calculate the starting biomass for 1998 to 2001.

The estimated current biomass ratio obtained after this adjustment was 0.22 and the estimated current fishing mortality ratio 5.05, both somewhat less pessimistic than the continuity case result (Tables 6, 7, Figure 12). The estimate of MSY was, however, the same as obtained for the continuity case run, around 960 tons. The ASPIC version (4.07) and the B_0/K ratio used in the retrospective fits were slightly different to those used in the continuity case, however, the Working Group felt the results of the fit were appropriate to be used to describe retrospective patterns.

5.7 Discussion of assessment results

Many of the sensitivity results were within the range of uncertainty estimated for the continuity case assessment but some produced more optimistic views of the status of the stock. The uncertainty in the estimates of population parameters remains large and not well quantified. The range of uncertainty presented in this report probably still underestimates the real uncertainty that exists on the biological indicators for white marlin.

The Group notes that in order to properly quantify and reduce this uncertainty improvements must be made in the development of robust models for estimation of benchmarks in data-limited situation, estimates of historical and recent catch, abundance indices and on the biology of white marlin. Such improvements will require a substantial research investment in, methodological research, estimation of effective fishing effort, historical data validation, and biological investigations of the age, growth, reproduction and habitat requirements of white marlin. Given the difficulties encountered with the production models the Working Group notes that other methods investigated during the meeting (Bayesian, age-structured), and other types of analyses (using size data) deserve further research as possible choices for future assessments. Furthermore, simulations may be used to determine the effect of errors created by the use of the wrong population model in the assessment. Given the range of results obtained in the sensitivity runs, however, the Working Group believes that priority should be given to research that will improve either the abundance indices, knowledge of biology, or sex-related age and size composition of white marlin catches. The later two would allow for the use of more realistic age and/or size structured models that may be able to better explain the evolution of the estimated indices of abundance. Alternatively Bayesian production models may be used to more explicitly estimate the uncertainty of management benchmarks and also would allow biological information to be used to weight the estimates of model parameters. The Working Group suggests that the ICCAT Methods Working Group may help resolve some of the methodological issues identified in this report.

6. Draft responses to the Commission: White marlin stock-recovery scenarios

The continuity case ASPIC run and many of the sensitivity analyses show that the white marlin population is well below the biomass level that would support maximum sustainable yield. However, there was no consensus that the continuity case was actually the best representation of stock status. A model similar to the continuity case for the 2000 assessment was used as the continuity case because there was no compelling reason to change the continuity case. Also, the Working Group felt that the uncertainties regarding stock status were not well characterized by the projections that could be run at the meeting. Finally, because data were only available through 2000, it was not possible to evaluate the effects of regulations that went into effect in 2000 and 2001, which would affect the projected trajectories. Therefore, the Working Group concluded that during the meeting it was not possible to conduct thorough projections to evaluate the rebuilding potential of the last set of regulations recommend by ICCAT to rebuild the stock of white marlin. The Working Group, however, agreed to perform projections with the information and methods that were available at the time of the meeting. The results of projections presented below should be taken only as a general indication of stock rebuilding potential.

The first task the Working Group did to perform projections was to attempt to translate the recent recommendations of the Commission regarding white marlin ([00-13] modified by [01-10]) into values of fishing mortality and/or catch that would be taken in the future for the purposes of projections. Recommendation [00-13] modified by [01-10] calls for 2001 and 2002 landings for to be not more than 33% of the higher of 1996 or 1999 landings for purse seine and longline fleets. The assessment was run through 2000, so 2001 and 2002 had to be treated as projection years. Because of the uncertainty that the Recommendation of the Commission would be fully implemented by 2001 and 2002, two options were considered for these “seed” years: one assuming catch levels equal to 2000 catches (1130 t), and one assuming 100% compliance with [00-13][01-10] thus leading to a catch of 599 t.

Beginning in 2003, different harvest levels (TAC) or fishing mortality levels were evaluated including those representing the status quo (TAC=2000 level= 1130 t, $F=F_{2000}$), full compliance of recommendations (TAC=[00-13] [01-10] level =599 t, $F=F_{[00-13]*[01-10] \text{ level}} = 0.53 F_{2000}$), larger reductions in harvest than those recommended by ICCAT (TAC = 300, 200 and 100 t, $F = (0.53 F_{2000}) / 2$, $(0.53 F_{2000}) / 4$, F_{MSY}) TACs or fishing mortality levels aimed at rebuilding the stock to MSY levels within a certain period of years or those aimed at rebuilding the stock in the fastest possible way (TAC = 0). Note that although all projection scenarios based on TACs are independent of the assessment and projection method those based on fishing mortality depend on the estimate of fishing mortality for the year 2000 and or the estimated F_{MSY} .

Three kinds of model projections were run, deterministic runs using ASPIC results, projections from the posterior probability distributions from the Bayesian surplus production model, and runs using the results from the ASPM model.

6.1 ASPIC projections

The ASPIC deterministic projections used the results from the continuity case assessment, except that the fishing mortality rate for the last three years was adjusted according to the retrospective analysis as explained in the previous section (**Figure 10b**). The Working Group discussed whether the mean of the F values in 1995-1997 was actually the best estimate of the F values in 1998 through 2000. Some members of the Working Group were concerned by the *ad hoc* nature of the adjustment factor. Also, the apparent overestimate of F in recent years in the retrospective analysis is specific to the data and model formulation used; it is not a general result for surplus production models. However, for the purposes of these projections, the Working Group agreed to use this method to adjust for the retrospective pattern observed in the assessment.

The ASPIC projections (**Table 8**) showed the stock continuing to decline with all of the TAC policies considered (status quo = 1130 t, full compliance = 599 t and twice the reduction in catch as recommended by ICCAT = 300 t). Some policies based on fishing mortality allowed the stock to increase, but none predicted recovery to B_{MSY} within 30 years.

6.2 Bayesian surplus production model projections

For the Bayesian surplus production model, the harvest scenarios included TACs of 0, 100 and 200 plus the status quo (1120 t) and the full compliance scenario (599 t). For the constant F strategies, the harvest rate (HR) was set based on the median values of HR in 2000 (0.26) as estimated from the continuity case data. The following projection scenarios were implemented: status quo (HR = 0.26), full compliance (HR = 0.14), twice the recommended reduction (HR = 0.07) and the median HR_{MSY} ($HR_{MSY} = 0.08$). Projections from the Bayesian surplus production model were run for the continuity case data. The median trajectories were similar to the deterministic trajectories from the ASPM model (see below), and more optimistic than the ASPIC deterministic projections. TACs of 300 or lower were likely to rebuild the population within 30 years (**Table 9**).

Additionally projections for two data sensitivity data sets were also done with the Bayesian surplus production model: for the case where two indices were used one for the recreational fisheries and another for the commercial (sensitivity index c) and for the combined CPUE developed with the Japanese Habitat longline CPUE (sensitivity index d). With separate indices for recreational and commercial fisheries, the results were very similar to the continuity case results. When the habitat model was used for the Japanese longline series the population was estimated to be above B_{MSY} by 2002, and none of the projection trajectories showed any decline, except for the HR_{MSY} trajectory. Details of these sensitivity projection results are presented in **Appendix 8**.

6.3 ASPM projections

Only deterministic projections were run with the ASPM model. The starting point of biomass and fishing mortality and the future harvest levels or fishing mortality were established the same way as for the Bayesian Production model projections. TACs of 300 t or lower and Fishing mortalities lower than the full compliance case would slowly rebuild the stock to B_{MSY} . Even if the harvest were reduced to zero from 2003 onwards the stock would take 15 years to rebuild to B_{MSY} . Less aggressive reduction in harvest or fishing mortality, however, may lead to the collapse of the stock (**Figure 13**).

7. Outlook and effects of current regulations

This section is concerned with the overall effect of current regulations on the status of the white marlin stock. It is not concerned with compliance with regulations by individual countries.

Recently the Commission recommended that purse seine and long line fisheries limit landings of white marlins to 33% of the larger of either 1996 or 1999 levels. The Working Group has interpreted these recommendations as a maximum limit of 600 t for landings for 2002 and beyond. The Working Group based this on the landings estimates used in the current assessment. While the stock status evaluations are uncertain, projections indicated that the apparent intent of the recommendations has, in the short term, some potential for stabilizing the stock biomass near current levels. The projections also indicated that lower catch levels would provide greater potential for increasing stock biomass.

Recommendation [97-09] requires to “Reduce, starting in 1998, blue marlin and white marlin landings by at least 25% for each species from 1996 landings, such reduction to be accomplished by the end of 1999.” The following are the Atlantic-wide white marlin reported (Task I) catches (t) for the recent period, excluding small-scale artisanal fisheries (which are exempt from the reduction):

	Reference Year - 1996	Landings limit (75% of 1996)	Reported white marlin Landings (t)		
			1998	1999	2000
Total (t)	1231	923	1025	951	790

According to these figures, the recommendation has been complied with. However, because 2000 is the last year of data used for the stock assessment, it is too early to evaluate the effect of these reductions in landings on the biomass of the stock. Recommendation [00-13], later modified by [01-10], placed additional catch restrictions for white marlin. The data are not yet available to assess whether these later restrictions on harvest have been accomplished or of the possible effects that these additional reductions on harvest may have on the biomass of the stock. Such an assessment will only be feasible a few years from now.

8. Recommendations

8.1 Management

While there is substantial uncertainty in stock status and replacement yield, these uncertainties can only be addressed through research into habitat requirements of white marlins, studies on post-release survival rates of released fish, further verification of historical fishery data and validation; and development of models for abundance estimation and stock assessment. The Working Group suggests that the Commission makes substantial investment in these research areas because the stock, although producing relatively stable catches but declining CPUE over the last 20 years, would benefit from a more accurate stock assessment.

The Working Group suggests that the Commission take steps to make sure that the reductions in catch contemplated by the Commission are complied with and monitored so that proper evaluation of its benefits can be carried out in the future. The Working Group therefore recommends continuing to improve observer programs so that better estimates of catch and dead discards of white marlin are obtained. In the absence of yet observing a population signal resulting from the most recent (implemented in mid 2001) management measures, if the Commission wishes to improve the potential for increasing stock size of white marlin, future catches might be reduced beyond the level apparently intended by its most recent recommendations. However, the Commission should note that more definitive advice should be available after several years of data become available.

The Commission should consider that future evaluation of management measures relative to the recovery of the white marlin stock are unlikely to be productive unless new quantitative information on the biology of white marlin and additional years of data are available. The Group therefore suggests that the next white marlin assessment not to be held before 2005.

8.2 Research and statistics

The Working Group identified research and statistical issues related to the assessment of white marlin that require attention by the SCRS. Many of these issues were identified in papers presented during the meeting, especially in SCRS/2002/073. These issues are listed below and classified according to whether they pertain to the monitoring of basic fishery data, the estimation of abundance indices, and improvements in biological parameters or assessment methodologies:

Monitoring of fisheries

Recommend that changes on estimates of catch or landings adopted by the Working Group are considered by countries and, if appropriate, an official report on changes in catch is provided to the ICCAT secretariat as soon as possible

Venezuelan scientists attempt to recover additional information on changes in gear that have occurred in the sport fishery and may have changed the efficiency of fishing operations

Encourage the continuation and improvement of observer programs that provide information on catch and size of white marlin, specially when reporting ratio by logbook or landing reports have been shown to be low or are unknown

Abundance indices

Venezuelan scientists endeavor to standardize the CPUE information for the Playa Verde fishery

Biological parameters

Thoroughly investigate the available tagging information to see whether it can be used to estimate growth parameters

Assessment methods

Invest in the science and monitoring that can support the adoption of better models for CPUE standardization (e.g., Habitat model) and assessment (Bayesian and age-structured production models).

9. Other matters

No other matters were discussed.

10. Adoption of the report and closure

The meeting was adjourned. The report was adopted by correspondence.

Literature Cited*

- BEHRINGER, D.W., M. Ji, and A. Leetmaa. 1998. An improved coupled model for ENSO prediction and implications for ocean initialization. Part I: The ocean data assimilation system. *Mon. Wea. Rev.* 123: 1013-1021.
- CONSER, R.J. 1989. Assessing the status of Atlantic blue marlin and white marlin. *Marine Recreational Fisheries* 13: 153-164.
- DESYLVA, D. P. and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Bull. Mar. Sci.* 60(3): 668-697.
- FARBER, M. and C.D. Jones 1994. An exploratory stock-production model analysis of white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT.* 41: 572-587.
- HILBORN, R. 2001. Calculation of biomass trend, exploitation rate, and surplus production from survey and catch data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 579-584.
- HINTON, M.G., and H. Nakano. 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 the Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. IATTC* 21(4): 171-200.
- ICCAT 1981. Report of the ICCAT Inter-sessional Workshop on Billfish. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 16. 179 pp.
- ICCAT 1994. Report of the Second ICCAT Billfish Workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 41. 587 pp.
- ICCAT 1998. Report of the Third ICCAT Billfish Workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 47. 352 pp.

ICCAT 2001. Report of the Fourth ICCAT Billfish Workshop. Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap., 53. 375 pp.

MYERS R.A., K.G. Bowen and N.J. Barrowman, 1999. Maximum reproductive rates of fish at low population sizes. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56: 2404-2419.

PRAGER M.H., E.D. Prince and D.W. Lee. 1995. Empirical length and weight conversion equation: for blue marlin, white marlin and sailfish from the North Atlantic Ocean. Bull. Mar. Sci. 56(1): 201-210.

*Citations of literature not included as SCRS/xx/xx documents in the ICCAT Collective Volume of Scientific Papers Series.

RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT 2002
D'ÉVALUATION DU STOCK DE MAKKAIRE BLANC
(Madrid, 14-17 mai 2002)

1 Ouverture de la réunion, adoption de l'ordre du jour et organisation de la réunion

La réunion a été tenue à Madrid, du 14 au 17 mai 2002 et a été ouverte par le Président du Groupe de travail, le Dr David Die; l'ordre du jour (**Appendice 1**) a été approuvé par le Groupe de travail. Les participants à la réunion (**Appendice 2**) ont présenté 19 documents scientifiques (**Appendice 3**), réalisé des analyses et ont été chargés de rédiger les différents points de l'ordre du jour du présent rapport détaillé.

2 Examen des données biologiques, y compris les fichiers de marquage-recapture par espèce

2.1 Schémas de migration

Prince *et al* (SCRS/2002/070) ont révisé et actualisé les efforts de marquage du makaire blanc du *National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (CTC)* (Centre de marquage coopératif du NMFS) et le programme de marquage de la *Billfish Foundation (TBF)* (Fondation Istiophoridés), jusqu'à la fin 2002. Dans le cadre de ces programmes, 42.681 makaires blancs ont été marqués, dont 854 ont été déclarés recapturés (**Figure 1**). En outre, *South Carolina Marine Resources Division* (Division de Ressources marines de la Caroline du Sud) et *National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program* (Programme de marquage des Requins du NMFS) ont marqué de forme accidentelle 992 makaires blancs, dont 17 ont été récupérés. Un grand nombre de poissons se sont déplacés entre la côte de l'Atlantique central des Etats-Unis et la côte nord-est d'Amérique du Sud. On a enregistré au moins huit migrations transatlantiques de makaire blanc (en majorité d'ouest en est, une d'est en ouest). Il ne s'est enregistré aucun déplacement trans-équatorial, bien qu'un spécimen se soit trouvé à 100 milles nautiques de l'Equateur. Au moins cinq des poissons recapturés s'étaient déplacés au sud de la limite ICCAT nord/sud de 5°N. La distance minimum la plus longue de déplacement a été de 3.150 milles nautiques dans le cas d'un poisson qui a été en liberté 576 jours (un an et demi). Il manque des informations sur les préférences en matière d'habitat, la distribution verticale du makaire blanc et sur l'écologie de l'espèce (y compris les préférences physiques et biotiques).

2.2 Age et croissance

On ne sait pas grand chose sur la taille par âge du makaire blanc, mais à partir des connaissances sur les autres istiophoridés, on a observé que la croissance initiale de cette espèce est très rapide. Après la première année, la masse augmente plus que la taille. La capture par taille montre un dimorphisme sexuel, mais pas de manière aussi importante que le makaire bleu. On peut faire une estimation minimale de la longévité en se basant sur la période de liberté maximale d'un makaire blanc marqué, qui a été de 5.488 jours (15 ans). Son poids a été estimé à 22 kg au moment de la première capture et sa période minimale de longévité à 17-18 ans. Au cours de la réunion, on a tenté, sans succès, d'estimer des paramètres de croissance en se fondant sur les données de marquage disponibles à l'ICCAT (**Appendice 4**).

2.3 Mortalité

Comme dans le cas du makaire bleu, on ne dispose pas d'estimations fiables de mortalité naturelle (M), même si, en se basant sur la taille, le comportement et la physiologie, les estimations de M de poissons adultes devraient être très faibles.

2.4 Reproduction

La reproduction du makaire blanc et d'autres istiophoridés dans l'Atlantique nord a été récemment étudiée par DeSylva et Breder (1997) et dans l'Atlantique sud par Amorim et Arfelli (SCRS/2002/057). Des études histologiques et des études macroscopiques réalisées sur le terrain montrent que le makaire blanc se reproduit dans le nord-ouest de l'Atlantique entre les mois de mars et juin. Dans le sud-ouest de l'Atlantique, le frai a lieu au large du Brésil à la fin du printemps et au début de l'été (novembre à mars) entre 17°-26°S et 37°-46°W (SCRS/2002/057). A la maturité, la taille de la femelle est d'environ 20 kg (DeSylva et Breder, 1997).

2.5 Identification du stock

Les hypothèses sur le stock de makaire blanc avancées lors des Troisièmes Journées d'étude ICCAT sur les Istiophoridés (ICCAT, 1998) portaient sur un seul stock dans l'ensemble de l'Atlantique et sur deux stocks, au nord et au sud de l'Atlantique, séparés à 5° de latitude N. Les participants à ces Journées ont accordé leur préférence à l'hypothèse d'un seul stock pour les raisons suivantes : (1) l'espèce se trouve distribuée tout au long de la limite nord/sud proposée durant les quatre trimestres de l'année, (2) le frai présente une large distribution spatio-temporelle dans l'ensemble des zones tropicales et sous-tropicales de l'Atlantique, (3) les marques récupérées signalent que des déplacements transatlantiques se produisent, ainsi qu'à travers des 5° de latitude N et (4) l'analyse de l'ADN mitochondrial n'a pas révélé de grande hétérogénéité entre les échantillons de l'Atlantique nord et de l'Atlantique sud.

Graves et McDowell (SCRS/2000/54) ont fait un examen de la recherche génétique sur la structure du stock de makaire blanc menée après les Journées d'étude de 1996. Ils ont étudié des échantillons de taille de makaire blanc (>225 poissons) originaires de quatre zones de l'Atlantique (côte est des Etats-Unis, Caraïbes, sud du Brésil et Maroc) en rapport avec la variation génétique de l'ADN mitochondrial et quatre loci d'ADN microsatellite très variables. Ces analyses ont prouvé qu'il n'existe pas de structuration significative de la population entre des zones atlantiques d'échantillonnage très distantes les unes des autres. On ne pouvait donc pas rejeter l'hypothèse d'un seul stock génétique de makaire blanc dans tout l'Atlantique.

Sur la base des résultats d'études génétiques additionnelles et d'autres types d'information biologique disponible, les participants aux Quatrièmes Journées d'étude ICCAT sur les Istiophoridés (ICCAT, 2001) ont catégoriquement donné la préférence à l'hypothèse d'un seul stock dans l'ensemble de l'Atlantique. Récemment, les participants aux Journées de 2002 ont examiné l'information biologique actualisée et sont parvenus à la conclusion que cette hypothèse concorde mieux avec la biologie de l'espèce.

3 Faits nouveaux dans la pêche

Les propriétaires de navires ne consignent pas habituellement dans leur carnets de pêche l'information sur les captures accidentelles de makaires réalisées à la senne (qui se vendent habituellement sur les marchés locaux africains). Par conséquent, les estimations des captures accessoires d'istiophoridés dans la pêche de senneurs nord-américaine entre 1991 et 2000, présentées dans le SCRS/2002/062, se basaient sur les données des observateurs scientifiques (avec une couverture d'environ 15% en 1997-1998). Toutefois, et du fait que le Programme Thon obèse de

l'Union européenne (1997-1998) se concentrait sur l'augmentation de la capture de thon obèse, il est probable que les istiophoridés n'aient pas été adéquatement identifiés. C'est pourquoi ces estimations se fondent sur la proportion de capture accessoire de groupes d'istiophoridés (c'est-à-dire makaires et voiliers séparément) par tonne de thonidés ; les données des observateurs ont été stratifiées d'avance selon 4 trimestres, 2 zones et 3 modes de pêche (opérations sur bancs non associés, opérations avec dispositifs de concentration du poisson (DCP) et opérations sur monts sous-marins). Une simulation Montecarlo a été effectuée pour tenir compte de certaines de ces incertitudes au cours de la pêche (par exemple, la probabilité de faire des opérations avec chacun des modes de pêche, la probabilité conditionnée que chaque groupe soit présent dans un mode de pêche déterminé, ainsi que la capture accessoire de chaque groupe par opération et par mode de pêche). La capture accessoire des makaires simulée et correspondant aux flottilles de senneurs européens est passée de 450 t en 1991 à 530 t en 1995, puis est descendue à 288 t en 2000. Ce schéma illustre la diminution du total des opérations, mais aussi l'effet causé par le moratoire saisonnier sur la pêche sous DCP adopté par les senneurs européens à partir de 1997 (une analyse comparative menée en 1996, lorsque les opérations sous DCP ont atteint un maximum de 50,1% et 1998, avec seulement 31,38% d'opérations sous DCP, a signalé que la proportion simulée de capture accessoire d'istiophoridés par tonne de thonidés avait diminué de 31%). Au cours de la réunion, les participants ont suggéré que l'information présentée dans le SCRS/00/76 pourrait s'avérer utile dans le calcul de la proportion du makaire blanc dans le total de capture accessoire de makaires.

Le document SCRS/2002/057 a présenté un examen de la capture de makaire blanc par des palangriers brésiliens et affrétés au large de la côte brésilienne (1971-2001). Ce document présente la forte hétérogénéité de cette flottille en ce qui concerne les caractéristiques des bateaux et, par conséquent, en ce qui concerne les stratégies de pêche. Sont mis en évidence les changements d'objectif des palangriers qui opèrent à partir de Santos. La capture de requins a lentement augmenté entre 1974 et 1993 (11% à 59%) et remplace les thonidés comme objectif principal de la flotte. Ces palangriers obtiennent une grande quantité de capture accessoire de voiliers, makaire blanc, makaire bleu et d'autres espèces. Les registres de la pêcherie palangrière japonaise indiquent que les principales concentrations de makaire blanc avaient lieu au large des côtes nord-est à sud-est du Brésil, entre les mois de septembre et janvier. La capture de makaire blanc par les palangriers japonais a chuté dans les années 1970 et 1980.

Les données employées pour estimer les débarquements de makaire blanc de la pêcherie sportive des Etats-Unis proviennent de diverses sources et sont par là-même hétérogènes. Certains programmes sont destinés à recenser un sous-groupe de championnats d'istiophoridés, tandis que d'autres se basent sur des enquêtes téléphoniques et des échantillonnages au port. C'est pourquoi certaines sources de données étaient assez précises bien que faussées tandis que d'autres ne contiennent pas de biais mais sont peu précises. Le SCRS/2002/074 tente d'améliorer la Tâche I pour le makaire blanc des Etats-Unis, en utilisant toutes les sources d'information disponibles. On a appliqué la relation entre les estimations de *NMFS Marine Recreational Fishery Statistic Survey (MRFSS)* (Enquête statistique de la Pêcherie maritime sportive du NMFS) des Etats-Unis (supposément sans biais) et du *NMFS Recreational Billfish Survey (RBS)* (Enquête de la Pêcherie sportive pour les Makaires) (de grande précision mais qui ne tenaient pas compte d'événements externes aux championnats) pour estimer les débarquements de makaire blanc de la pêcherie sportive des Etats-Unis durant la période 1981-2001. D'autre part, les estimations de la Tâche I de l'ICCAT pour 1960-1977 ont été actualisées de façon à ce qu'elles reflètent les résultats d'une enquête réalisée en 1977-78.

Durant la réunion, des scientifiques nord-américains ont apporté des informations sur les réglementations établies récemment par les Etats-Unis. La pêcherie atlantique de palangre pélagique de ce pays est soumise à diverses fermetures spatio-temporelles destinées à réduire la capture fortuite réalisée au large par cette pêcherie, jusqu'à 200 milles nautiques (mn) de la côte (**Figure 2**). En outre, le NMFS a établi une cinquième fermeture de zone conformément à l'Opinion Biologique (BiOp) du 14 juin 2001 issue de la consultation officielle menée dans le cadre de la Loi sur les Espèces Menacées (ESA). Cette BiOp est parvenue à la conclusion que la pêcherie de palangre pélagique HMS pourrait

mettre en danger la survie de la tortue luth (*Dermochelys coriacea*) et de la tortue cacouanne (*Caretta caretta*). La fermeture de la zone *Northeast Distant Statistical Sampling area (NED)* a été considérée comme une alternative raisonnable et prudente (RPA) qui permettra à la pêcherie atlantique de palangre pélagique de poursuivre ses opérations. La réglementation d'urgence qui met en oeuvre cette RPA établit une fermeture de zone pour les bateaux de pêche nord-américains dans un périmètre d'environ 2.631.000 km² en haute mer.

4 Données de prise et de taille

4.1 Données de prise

Après la rapide expansion géographique des débarquements de makaire blanc avant 1970, la distribution relative de la moyenne annuelle de capture par décennie a peu changé, sauf dans un déplacement apparent des captures vers l'hémisphère sud (**Figure 3**). L'effort de pêche lié aux captures de makaire blanc présente un schéma similaire (**Figure 4**) et doit être examiné à la lumière de la répartition globale de l'effort palangrier (**Figure 5**). Les captures historiques de la Tâche I sont présentées au **Tableau 1**.

Le SCRS/2002/074 a fourni de nouvelles estimations des débarquements de makaire blanc de la pêcherie sportive nord-américaine (rejets morts compris mais sans la remise à l'eau des poissons vivants). En ce qui concerne la période 1981 à 2001, les débarquements de la pêcherie sportive nord-américaine de makaire blanc atlantique communiqués ont été ajustés en appliquant la relation statistique entre les estimations annuelles de la RBS, relativement précises bien que biaisées, et les estimations de la MRFSS, contenant peu de biais mais peu précises. En outre, les chiffres de la Tâche I ICCAT pour 1960-1977 ont été actualisés avec les résultats définitifs de l'enquête de 1977-78. Il a été observé que les nouvelles estimations sont plus fiables du point de vue scientifique, ce qui a mené le Groupe de travail à décider d'utiliser la nouvelle série dans les évaluations, tandis que les données de la Tâche I ne doivent pas se modifier jusqu'à leur communication officielle par les délégations de chaque pays.

Le SCRS/2002/066 a décrit les tendances historiques de la capture de makaire blanc dans les championnats de la pêcherie sportive des Etats-Unis. Même si l'effort et les récentes captures ont augmenté, conformément à la législation nationale, tous les exemplaires de makaire blanc ont été remis à l'eau à partir de 2000.

Le SCRS/2002/062 fait état des prises accessoires d'istiophoridés réalisées par les senneurs européens. Le volume annuel des prises fortuites entre 1991 et 2000 a été estimé grâce aux données des observateurs scientifiques correspondant à la période 1997-99 ; une diminution a été observée : de 450-520 t au début jusqu'à moins de 300 t les dernières années. Ce fait a surtout été attribué au moratoire temporel à la pêche sous DCP adopté par les senneurs européens associé à la baisse de l'effort de pêche. Sachant que le document estime seulement la capture totale d'istiophoridés, le chiffre correspondant à ceux du makaire blanc a été estimé provisoirement durant la réunion afin de mener à bien l'évaluation (**Tableau 2**). Les estimations ont été effectuées à partir d'estimations antérieures de la composition spécifique des captures d'istiophoridés par les senneurs européens (SCRS/2000/076) et d'estimations de la proportion du total de la capture fortuite de makaires par tonne de thonidés (SCRS/2002/062). Comme indiqué au Tableau 3 du SCRS/2000/076 et postulant que le makaire noir (BLM) et le marlin rayé (STM) identifiés par les observateurs au large étaient éventuellement des makaires bleus (BUM) et des makaires blancs (WHM), respectivement (commentaire personnel d'E. Prince), la proportion de makaire blanc dans la capture fortuite totale de makaires est estimée à 0,303.

% de WHM en se basant sur le Tableau 3 (SCRS/2000/076) BUM+BLM vs WHM+STM = 71.8/(71.8+164.9)

$$\text{WHM}/(\text{WHM}+\text{BUM}) = 0.302915082$$

Le Japon a présenté de nouvelles estimations de débarquement de makaire blanc durant la période 1994-2000 obtenues grâce à un nouveau système d'information par carnets de pêche (SCRS/2002/59, Tableau 2). Ce nouveau système stipule que les pêcheurs devront communiquer la capture en poids par espèces en sus de la capture en nombre de poissons. Le Groupe a décidé de se servir pour les besoins de l'évaluation des nouvelles estimations de capture du makaire blanc des palangriers japonais.

Le Venezuela a formulé des commentaires sur les données de capture et d'effort de la pêche artisanale de filets maillants de Playa Verde, sur la côte centrale du Venezuela, de 1991 à 2001. Cette pêche avait été décrite par Alio *et al* (SCRS/92/73) et Marcano *et al* (SCRS/00/74). Les données incluent les débarquements de navires individuels et les mensurations au port de la plupart des istiophoridés débarqués. Il a été recommandé que cette série de données soit standardisée avant la prochaine évaluation du stock d'istiophoridés.

Le Groupe de travail a réalisé un examen critique des données de la Tâche I présentées par le Secrétariat de l'ICCAT (**Tableau 1**). Il a estimé que la capture communiquée par le Gabon en 1996, inhabituellement élevée, résultait du mélange de diverses espèces, et a décidé de l'exclure de l'évaluation en cours. Le Groupe de travail a été informé que la brusque diminution de la capture de makaire blanc en 2000 de la République populaire de Chine pouvait être attribuée au changement de méthodes des données de la Tâche I, c'est-à-dire que les données antérieures provenaient d'observateurs tandis que, en ce qui concerne l'an 2000, il s'agissait des débarquements communiqués (commentaire personnel d'un scientifique de la République populaire de Chine).

Les captures communiquées dans la Tâche I comme "istiophoridés sans classification" n'ont pas été incluses dans l'évaluation du stock, vu que l'on ne connaissait pas la composition spécifique, qu'il faudrait chercher à déterminer. On ne disposait pas de la ventilation par espèces des captures d'istiophoridés en 2000 présentées par le Brésil. Au cours de la réunion, le Brésil a présenté des données de capture et d'effort qui pourraient s'appliquer à la ventilation par espèces et l'on espère que les scientifiques brésiliens pourront à l'avenir employer ces données pour ventiler les espèces avant la prochaine évaluation. Le Portugal a communiqué les captures comme "istiophoridés sans classification". Les données provenaient des débarquements aux Açores, qui ne peuvent pas se ventiler par espèces avec le système actuel d'échantillonnage, et qui n'ont donc pas été incluses dans l'évaluation.

Des captures actualisées de 1999 et 2000 ont été présentées en provenance de la pêche sportive vénézuélienne (SCRS/2002/069) et le Groupe a décidé de les utiliser dans l'évaluation.

Le Groupe de travail a décidé d'utiliser les données de la Tâche I comme base de l'évaluation, à moins que de nouvelles informations ne soient présentées qui recommanderaient la modification de ces données. Le Groupe a également décidé quelles captures seraient reportées lorsque les données ne seraient pas disponibles pour les années les plus récentes. Les données de la Tâche I ont été modifiées pour le Japon, la catégorie "NEP", l'UE, l'Espagne et la France (CE), le Venezuela, les Etats-Unis, les Philippines et le Gabon (**Tableau 2**). La capture totale résultant de cette modification a été appliquée à l'évaluation (**Figure 6**).

4.2 Prise par taille

On a analysé les données de taille disponibles de la Tâche II ainsi que les données recueillies dans divers programmes scientifiques aux Etats-Unis (pêche sportive et palangrière) et au Venezuela (pêche sportive, palangrière, artisanale) (SCRS/2002/072). Les fréquences de taille de la pêche sportive des Etats-Unis ont dégagé une tendance à la hausse dans la taille moyenne de ces dernières années, ce qui était dû en toute probabilité à l'introduction d'une réglementation de taille minimum au débarquement. Les tailles moyennes du makaire blanc pour les observations, correspondant à la

palangre et regroupées, ont présenté une légère mais significative diminution de 0,31 cm par an. Le Groupe de travail a observé le manque d'information sur l'âge et la croissance concernant cette espèce. La composition par sexe se répercutait également sur les fréquences de taille dans la capture, mais la majorité des observations de la palangre n'ont pas identifié le sexe. C'est pourquoi il n'a pas été possible d'interpréter l'information sur les fréquences de taille.

Quand le sexe a été enregistré, la fraction mâle de la capture tendait à diminuer au fur et à mesure qu'augmentait la taille. Néanmoins, et surtout dans les observations du Venezuela, certains mâles se trouvaient près des gammes de taille supérieures. Le SCRS/2002/066 contient des informations sur les données de taille de la pêcherie sportive des Etats-Unis.

Le SCRS/2002/057 a examiné des études réalisées dans le passé sur le makaire blanc capturé dans les eaux brésiliennes. La majeure proportion des makaires blancs se trouvait parmi les classes de taille 135-140 cm et 145-150 cm durant la période 1972-1983, mais entre 120-125 cm jusqu'à 125-130 cm en 1971 et 1984. En général, durant la période 1971-1984, les poissons capturés appartenaient aux classes de taille entre 85-90 cm, jusqu'à 200-205 cm. Sachant que le makaire blanc atteint la maturité sexuelle à environ 130 cm (EFL), seulement 11% des poissons capturés par les palangriers de Santos étaient immatures.

5 Evaluation du stock

5.1 Indices d'abondance des pêcheries individuelles

Le SCRS/2002/56 décrit la standardisation de la capture par unité d'effort du makaire blanc par la pêcherie palangrière du Taïpei chinois entre 1967 et 2001. Un modèle linéaire généralisé (GLM) a été appliqué ainsi qu'un modèle linéaire général mixte (GLMM) avec une structure lognormale d'erreur. Les facteurs appliqués étaient : année, trimestre, zone et espèce-cible, et les interactions de année*zone et année*trimestre ont été considérées comme des facteurs aléatoires dans le GLMM. L'information utilisée provenait des carnets de pêche commerciaux et présentait un faible numéro de registres ou bien une faible proportion d'information pour certaines années. Ainsi, les années qui comptaient moins de 100 registres ou une couverture de carnet de pêche inférieure à 15% ont été exclues du processus de standardisation, ce qui laissait trois périodes (1968-1975, 1980-1987 et 1993-1999) pour l'analyse. La variable dépendante modélisée a été le logarithme naturel de CPUE plus 10% de la moyenne globale de CPUE. La zone d'opération de la flottille s'est divisée en 10 secteurs. Néanmoins, à partir de 1982, la flottille du Taïpei chinois a été réglementée dans le cas de certaines eaux côtières par la déclaration de zones économiques exclusives (ZEE), ce qui oblige les pêcheurs à obtenir des licences pour accéder à ces zones. C'est pourquoi l'analyse s'est effectuée à la fois en excluant et en incluant les sections correspondant à une ZEE dans chacune des zones d'opération. L'analyse réalisée en incluant les ZEE divisait chacune des 10 zones originales en deux, chacune d'entre elles contenant ou excluait les eaux de la ZEE. Le modèle final sélectionné a été le GLMM et la CPUE standardisée dégage une légère tendance à la baisse, due en grande partie à une augmentation marquée au début de la série temporelle (1973) par rapport au reste de la série.

Les taux de capture standardisés de la pêcherie de palangre pélagique des Etats-Unis dans l'Atlantique nord-ouest et le Golfe du Mexique sont décrits dans le SCRS/2002/065. Un GLMM a été créé avec deux sources de données: (1) données de carnets de pêche de 1986-2000 (obligatoires depuis 1992) et (2) données d'observateurs de 1992 à 2000. Le programme d'observateurs couvre approximativement 5% de toutes les sorties des palangriers nord-américains dans l'Atlantique. Les facteurs inclus dans le GLMM étaient: année, zone, OP (procédure opérative tenant compte de facteurs tels que le tonnage du navire), espèce-cible (selon les indications du capitaine), trimestre de l'année, lumières chimiques, densité des hameçons, dispositifs sonores, lumières à la surface, matériel de la ligne principale, fabricant de l'hameçon et type de climat, distance entre les avançons, et appât. Du fait que le makaire blanc est une espèce accessoire et présente donc une forte proportion d'opérations de capture nulle, on a postulé une distribution delta lognormale dans laquelle la

proportion des opérations positives s'est modelée avec une distribution binomiale et les opérations avec capture se sont modelées avec une distribution lognormale. En ce qui concerne les données du programme d'observateurs, l'analyse GLM a été réalisée avec le nombre de poissons par unité d'effort ainsi que la biomasse de poissons estimée par unité d'effort. Les analyses des deux sources de données ont fourni des résultats similaires, avec des taux de capture de makaire blanc dans les deux ensembles de données associés aux facteurs année, zone, saison et procédure opérative et les interactions de année*zone, année*procédure opérative. Les estimations de CPUE obtenues des carnets de pêche et des registres des observateurs présentent aussi une étroite corrélation et se trouvent dans des intervalles de confiance approximatifs. En outre, les valeurs de CPUE calculées en se fondant sur le nombre de poissons ou sur le poids des données des carnets de pêche présentent une corrélation très étroite. Les valeurs de la CPUE standardisée de la pêcherie de palangre pélagique indiquent une grande stabilité durant la période 1987-1999, avec une tendance à la baisse en 2000. Il a été recommandé d'utiliser dans les futures analyses la plus grande base de données palangrières.

Le SCRS/2002/066 décrit la standardisation des taux de capture dans les championnats de la pêcherie sportive des Etats-Unis dans l'Atlantique nord-ouest et la zone nord-américaine du Golfe du Mexique durant la période 1973-2001. Les données proviennent de la *Recreational Billfish Survey* (Enquête de la pêcherie sportive d'istiophoridés) qui est un programme d'observation centré sur les championnats ayant lieu aux Etats-Unis. Les analyses se sont portées exclusivement sur les championnats visant le makaire blanc ou le makaire bleu durant lesquels au moins un exemplaire de makaire blanc est capturé ; un total de 5.856 registres ont été retenus aux fins de l'analyse. Outre la mesure traditionnelle de CPUE de poissons retenus ou bien remis à l'eau par le pêcheur, une analyse distincte a été menée d'hameçon effectif par unité d'effort (HPUE) qui, en outre, inclut des poissons capturés à l'hameçon, identifiés comme makaires blancs, mais qui n'ont pas été hissés à bord. Le nombre de poissons pris à l'hameçon mais non hissés à bord a chuté dans le temps et ne présente aucune différence à partir de 2000, ce qui indique peut-être une amélioration de la technologie et/ou de l'expertise des pêcheurs, ou bien peut-être un manque progressif d'information sur les poissons qui se perdent. L'indice du poids a été obtenu en convertissant la taille en poids conformément à Prager *et al* (1995). Conformément à l'analyse des pêcheries palangrières nord-américaines, un GLMM a été appliqué avec structure delta lognormale d'erreur. Les facteurs zone, saison, année*zone et année*saison ont été les principales variables explicatives pour la proportion de sorties positives. Le Groupe de travail a estimé que l'utilisation d'hameçons effectifs par unité d'effort (HPUE) constituait un meilleur indice d'abondance que la CPUE, et que les valeurs de CPUE pour 2000 et 2001, quand on ne déclarait la perte d'aucun poisson, ne devraient pas être prises en compte dans l'analyse. La tendance de la CPUE standardisée montre quelques chiffres élevés en 1974 et 1980-82 et une tendance générale à la baisse entre 1983 et 2001. Les valeurs de CPUE les plus basses sont celles observées en 2000.

Le SCRS/2002/69 présente la standardisation des taux de capture de la pêcherie sportive de Playa Grande, au Venezuela. Les données appliquées sont le nombre de makaires blancs capturés par sortie entre 1961 et 1989 ; les données enregistrées entre 1990-2001 ont été exclues en raison de leur manque d'exactitude et de l'augmentation du taux de remise à l'eau des poissons capturés. Néanmoins, à partir du milieu de l'an 2001, des données précises ont été recueillies. Un seul pêcheur, qui représente 5% de l'effort total de cette pêcherie, a tenu des registres personnels de prise et d'effort de 1959 à 2001, et a également fait part d'un changement intervenu dans l'engin à la fin des années 1960, qui est passé de lourd à plus léger. Mais le Groupe de travail n'a pas tenu compte de cette information anecdotique dans l'analyse, et a demandé aux auteurs de vérifier l'information. Un GLM avec structure lognormale d'erreur a été utilisé; les observations de capture nulle ont été traitées en ajoutant à toutes les observations une valeur égale à la CPUE la plus faible. Il a été appliqué une analyse de régression pour sélectionner les variables pour le GLM, avec année, saison (semestre), précipitation mensuelle et vélocité mensuelle du vent. Les données mensuelles sur la précipitation et la vélocité du vent n'avaient aucune relation avec la CPUE et le modèle final GLM comprenait les facteurs d'année et mois. Dans des évaluations antérieures, la CPUE annuelle nominale a été utilisée par cette pêcherie, dont la CPUE a chuté depuis le début des années 1960 jusqu'aux années 80. Par

contraste, les résultats du GLM, avec des données mensuelles, présentent une diminution moins accusée dans le temps.

Le SCRS/2002/076 présente la standardisation de la pêche palangrière du Venezuela. Les données comprennent le nombre de poissons pour 1.000 hameçons entre 1991 et 2000, et sont fournies par les observateurs scientifiques opérant dans le cadre du Programme d'Observateurs de la Palangre Pélagique du Venezuela ; l'échantillonnage couvrait environ 14% de l'effort total de la flottille exercé tous les ans. Un GLMM a été utilisé comme celui présenté dans le SCRS/2002/065 et les facteurs considérés dans le GLMM étaient similaires à ceux appliqués dans la standardisation de la pêche palangre nord-américaine. Le GLMM final incluait les facteurs d'année, zone, type de bateaux, saison, type d'appât et les interactions année*saison et année*type de bateau. La série temporelle d'effort standardisée indique une légère tendance à la hausse entre 1991 et 1995 et une tendance à la baisse entre 1995 et 2001. La série temporelle de coefficients de variation dans les valeurs standardisées se trouvait entre 33% et 104%.

Le SCRS/2002/060 présente la standardisation des taux de capture des palangriers japonais. Les procédures de standardisation diffèrent des démarches décrites ci-dessus dans la mesure où les valeurs de l'effort « effectif » utilisé dans le calcul de CPUE considèrent de forme explicite la proportion de poissons aux niveaux de profondeur dans lesquels s'exerce l'effort (Hinton et Nakano, 1996). L'application de cette procédure de standardisation nécessite une information détaillée sur la distribution des hameçons de palangre et la distribution de la population de makaire blanc en profondeur, temps et zone. La localisation des opérations individuelles des palangriers japonais se réfère à la période 1967-2000 ; les données antérieures à 1967 utilisées dans de précédentes évaluations sont disponibles sous format électronique seulement en 5°x5°, mais il existe par écrit des informations détaillées sur les opérations. Les données sur les distributions verticales des hameçons de palangre ont été obtenues lors de campagnes scientifiques menées dans le Pacifique oriental en 1999 et dans l'Atlantique tropical en 2000. L'effet des courants océaniques dans la configuration de la palangre s'est modelé à partir des observations sur le terrain réalisées dans l'Atlantique tropical en 2000, en association avec des prévisions mensuelles du courant océanique en 1,5°x1,5° du Modèle de Circulation Globale dans l'Océan (OGCM, Behringer *et al.*, 1998). On ne dispose pas d'information sur la distribution en profondeur du makaire blanc, les résultats du marlin rayé du Pacifique ont par conséquent été utilisés comme indice approchant ; d'autres espèces ont également été examinées comme l'espadon et le makaire bleu du Pacifique. Des GLMM distincts ont été effectués comme indice approchant pour chaque espèce, ainsi que la mesure traditionnelle de l'effort en nombre d'hameçons. En outre, toutes les données de la ZEE ont été exclues de l'analyse afin d'améliorer l'équilibre statistique des observations. Le GLMM avec effort mesuré en nombre d'hameçons a indiqué un schéma qui était davantage lié aux poissons de profondeur, et qui a donc été considéré peu réaliste par les auteurs. Ces derniers ont recommandé que le GLMM avec effort effectif soit appliqué dans l'évaluation.

Certains doutes ont été exprimés quant à l'utilisation de l'effort effectif dans la procédure de standardisation des données japonaises, y compris: (1) l'exclusion des données antérieures à 1967 (qui étaient les valeurs les plus élevées de CPUE dans la série temporelle); (2) les différences entre l'océanographie des océans Pacifique et Atlantique susceptibles d'affecter le caractère adéquat de l'indice approchant du marlin rayé (par exemple, la zone minime de O₂ dans le Pacifique) ; (3) la substitution du marlin rayé par le makaire blanc et (4) le manque d'information sur l'effet des courants océaniques sur la strate fine requise pour l'analyse. De façon alternative, on a dit que le GLMM avec effort traditionnel n'était pas réaliste du point de vue biologique dans le cas du makaire blanc et qu'il présentait un déséquilibre statistique dans les observations. Le Groupe de travail a décidé que, pour maintenir la cohérence avec la dernière évaluation, le GLMM avec effort mesuré en nombre d'hameçons soit appliqué dans l'évaluation du cas de continuité (défini ci-dessous), a prié les auteurs de continuer à réaliser d'importantes études sur le terrain sur la distribution de l'habitat du makaire blanc, de tenter de récupérer les registres détaillés de la pêche palangrière antérieure à 1967, et a recommandé qu'une partie du Groupe continue à simuler des modélisations pour évaluer la possibilité

d'estimer des indices standardisés en se basant sur l'une des méthodes. En outre, les comparaisons établies entre l'information présentée et celle provenant des observateurs suggèrent que la récente capture japonaise de makaire blanc consignée dans les carnets de pêche était incomplète (SCRS/2002/59).

Le Groupe de travail a également été saisi de données révisées de capture et d'effort de Santos et Natal, au Brésil, données qui n'ont pas pu être traitées, faute de temps, au cours de la réunion pour obtenir des indices d'abondance. Le Groupe de travail a recommandé que les scientifiques brésiliens essaient de standardiser ces données pour la prochaine évaluation.

5.2 Indices d'abondance combinés

Des indices combinés ont été élaborés en suivant la même procédure que celle utilisée dans la dernière évaluation (ICCAT, 2001).

Une CPUE composite a été estimée à partir de la série de CPUE disponible, adoptée et discutée par le Groupe de travail. La CPUE composite a été estimée par le modèle linéaire généralisé (GLM) en fonction de deux options: (a) incluant une pondération identique pour chaque indice, et (b) un modèle de pondération, utilisant la proportion correspondante du total de capture des flottilles pour chaque indice et année. Le **Tableau 3** présente les indices de CPUE utilisés dans l'estimation de la CPUE composite et le **Tableau 4** les facteurs de pondération utilisés dans le GLM. La **Figure 7** montre chaque série d'indices échelonnée à sa moyenne pour les années chevauchantes entre 1985 et 2000. Le Groupe de travail a décidé de diviser l'indice du Taïpei chinois en deux séries temporelles : le premier indice de 1968 à 1987 et le dernier, de 1993 à 1999. Le Groupe a décidé de diviser l'indice en se basant sur la méthode différente pour tenir compte du facteur objectif de ces dernières années, lorsque la flottille du Taïpei chinois a accordé sa préférence au thon obèse. L'indice de la palangre japonaise présenté dans le SCRS/2002/60 couvre la période 1967 à 2000. Le Groupe de travail a décidé d'étendre l'indice de la palangre japonaise pour inclure l'année 1959, comme dans l'évaluation antérieure. Comme l'on ne disposait pas à ce moment-là d'information opération par opération sous format électronique sur la palangre japonaise antérieure à 1967, le Groupe a décidé d'utiliser l'indice standardisé de la palangre japonaise en 5°x5° correspondant aux années 1959-1967, dans la période 1959-2000 (SCRS/00/81), en échelonnant les deux séries par le ratio de leurs moyennes respectives dans les années chevauchantes (1967-2000) de la série temporelle.

Le modèle GLM avec indice de CPUE composite a postulé une distribution lognormale d'erreur. Le modèle était:

$$\log(CPUE) = \text{Année} + \mathbf{f} * \text{Source de l'indice} + \mathbf{e}$$

où \mathbf{f} est le facteur de pondération, établi en 1 pour avoir une option égale de pondération, et à la proportion annuelle de la capture totale des flottilles pour chaque indice/année représenté par l'indice de la flottille dans le modèle pondéré (de cette manière, les facteurs de pondération étaient 1 chaque année). Les valeurs de CPUE composite ont été rétro-calculés à partir de la moyenne des moindres carrés de l'ajustement du modèle, et le biais s'est corrigé en appliquant l'erreur standard correspondante. La **Figure 8** et le **Tableau 4** présentent le scénario de continuité de la CPUE composite.

Le Groupe de travail s'est prononcé sur divers tests de sensibilité basés sur différents schémas, pour l'estimation de la CPUE combinée. Les scénarios de sensibilité suivants ont été estimés comme variations du cas de continuité:

- a) Comme dans le cas de continuité mais sans pondération.

- b) Indice de CPUE combiné avec l'indice du Taïpei chinois associé à une série individuelle de 1968 à 1999.
- c) Indice de CPUE combiné pour les flottilles sportives (indice de la pêche sportive du Venezuela et des Etats-Unis).
- d) Indice de CPUE combiné pour les flottilles commerciales (indice de la palangre du Japon, Taïpei chinois, Venezuela et pélagique des Etats-Unis).
- e) Indice de CPUE combiné avec l'indice de CPUE du modèle japonais d'habitat de la palangre (comme série individuelle 1959-1996).
- f) Indice de CPUE combiné utilisant l'indice de LL japonais de 1964 à 1996, du fait que le Groupe de travail a estimé qu'entre 1959 et 1963 la flottille de palangre pélagique était en cours d'expansion (**Figure 5**).
- g) Indice de CPUE combiné avec l'indice alternatif du Taïpei chinois (pas de ZEE) (SCRS/2002/56).
- h) Indice de CPUE combiné avec l'indice de la pêche sportive du Venezuela (SCRS/2002/69) avec une modification concernant les changements de l'efficacité annuelle de 2,6% adoptée par le Groupe de travail. Ceci s'est fondé sur une analyse de la série temporelle du taux de capture dans les championnats de la pêche sportive des Etats-Unis, qui signalait une différence dans les inclinaisons des schémas de taux de capture CPUE et HPUE, laquelle a été attribuée aux changements de l'efficacité de la flottille dans le temps.

Ces indices d'abondance combinés de diverses formes, et qui ont été utilisés dans les analyses de sensibilité, sont présentés au **Tableau 5** ; leurs tendances sont indiquées aux **Figures 8 et 9**.

5.3 Méthodes d'évaluation du stock

L'ICCAT a organisé quatre Journées d'études sur les Istiophoridés (ICCAT 1981, 1994, 1998, 2001) qui ont permis de rassembler, réviser ou actualiser les données d'évaluation pertinentes, notamment sur le makaire blanc et le makaire bleu. Néanmoins, au cours des deux dernières Journées (en 1996 et 2000), seule l'évaluation du makaire blanc a eu lieu, laquelle a servi de base pour formuler des recommandations à la Commission en matière de gestion. Le reste des tâches d'évaluation menées historiquement à l'ICCAT a été l'œuvre de scientifiques à titre individuel (par exemple, Kikawa et Honma: SCRS/92/129; Conser et Beardsley: SCRS/78/39; Farber et Conser: SCRS/81/57; Conser 1989; Farber et Jones: SCRS/92/129. Jones *et al* (SCRS/96/104) offrent un panorama global des résultats atteints par les différents auteurs.

Le Groupe de travail a observé que l'avis de gestion issu d'évaluations antérieures sur les istiophoridés s'est essentiellement basé sur la biomasse agrégée et les applications du modèle de production en conditions de non-équilibre aux données de capture et d'effort. Lors de cette réunion, le Groupe a évalué la possibilité d'employer d'autres modèles d'évaluation. Trois documents ont été présentés à cet égard à la réunion.

Le document SCRS/2002/067 présente un modèle de production excédentaire similaire au modèle utilisé en ASPIC, mais qui permettait d'utiliser des distributions *a priori* informatives de probabilités, pour limiter les valeurs de paramètre. Le modèle permettait également aux paramètres de capturabilité pour chaque série de CPUE d'augmenter durant la première partie de la série temporelle, en suivant soit un modèle logistique, soit un modèle à deux lignes. Le fait de permettre l'augmentation de q au début de la série temporelle améliorerait l'ajustement dans le cas de certaines séries, mais le modèle avait un excès de paramètres et la distribution postérieure des paramètres n'est pas bien estimée. Le modèle s'est ajusté séparément à chaque série et à toutes les séries également séparément. Les ajustements aux séries de forme individuelle ont indiqué que certaines séries de données contenaient des informations contradictoires sur les tendances de l'abondance.

Le Groupe de travail a discuté sur la question de savoir s'il convenait de modéliser q avec une tendance à la hausse pour une espèce dont la capture est fortuite, ou bien si q pourrait également diminuer avec le temps.

Le SCRS/2002/068 illustre l'application d'une expansion état-espace d'un modèle de production structuré par âge au makaire blanc de l'Atlantique. Une approche structurée par âge a été appliquée pour inclure la possibilité que la vulnérabilité de cette espèce à diverses pêcheries varie avec l'âge. On a eu recours à une représentation état-espace pour faciliter l'estimation du paramètre en intégrant des distributions *a priori* bayésiennes et des changements inter-annuels dans les paramètres, tels que les coefficients de capturabilité. Les passages initiaux du modèle réalisés par le SCRS en 2000 pour essayer de répéter les passages ASPIC et FISHLAB indiquent que le paramètre de l'inclinaison de la relation reproducteur-recrue et l'âge avec 50% de vulnérabilité ne peuvent pas être estimés de manière fiable. Ceci implique que les distributions informatives *a priori* sont nécessaires pour ces paramètres avant d'examiner des complexités additionnelles.

Le modèle de production structuré par âge décrit dans le SCRS/2002/68 a été appliqué pour inclure la possibilité que la vulnérabilité du makaire blanc à diverses pêcheries varie avec l'âge et pour permettre une estimation du paramètre en intégrant des distributions *a priori* bayésiennes et des déviations aléatoires au niveau de la capturabilité ou de la production. Les passages initiaux du modèle décrits dans le SCRS/2002/68 ont tenté de répéter les passages ASPIC et FISHLAB effectués par le SCRS en 2000, mais il s'est avéré que le paramètre de l'inclinaison de la relation reproducteur-recrue, le taux de mortalité naturelle et l'âge avec 50% de vulnérabilité ne pouvaient pas être estimés avec fiabilité. Le paramètre de l'inclinaison a notamment une grande influence sur la façon dont le modèle perçoit le niveau de mortalité par pêche soutenable à long terme. En conséquence, le Groupe de travail a élaboré des distributions *a priori* pour ces quantités, comme il est indiqué à l'**Appendice 5**.

Le modèle nécessite plusieurs distributions *a priori*, telles que l'inclinaison, la capturabilité, etc. Le Groupe a discuté des diverses formes d'améliorer/obtenir les distributions *a priori* de plusieurs paramètres pour le makaire blanc de l'Atlantique. On a suggéré de substituer le paramètre de croissance du marlin rayé, au lieu de celui correspondant au voilier utilisé dans le document. Une autre suggestion a été de s'inspirer du travail réalisé par Myers *et al* (1999). Au cours de la réunion, une série de distributions *a priori* a été établie sur la base de l'information fournie par le Groupe de travail (voir l'**Appendice 5**).

Le Groupe a constaté que lors de la prochaine évaluation du stock, il serait nécessaire de remplacer les modèles de dynamique de population agrégés par des modèles structurés par âge. Néanmoins, cet exercice est rendu difficile par le manque d'information quantitative sur l'âge et la croissance du makaire blanc atlantique. C'est pourquoi le Groupe a recommandé d'intensifier l'étude sur l'âge et la croissance de l'espèce.

Le SCRS/2002/075 examine diverses alternatives et réalise une simulation par ordinateur visant à montrer que la proportion de la biomasse du stock (B) par rapport à sa biomasse correspondant à la production maximale équilibrée (B_{PME}) peut être raisonnablement déduite de la proportion d'un indice de taille du stock (I) en relation avec sa valeur dans un stock vierge (I_{vierge}). Les distributions résultantes des rapports simulés de I/I_{vierge} et B/B_{PME} permettent une prédiction directe de l'état du stock en termes de B/B_{PME} à partir des indices d'abondance observés avec des intervalles de confiance adéquats sur ces estimations.

On a craint que la méthode décrite ci-dessus ne se fonde sur la proportion de l'indice de taille du stock, sachant que cet indice contient habituellement un niveau élevé d'incertitude, surtout dans les premières phases de développement d'une pêcherie. A cet égard, il a été signalé qu'il est dangereux de compter sur la diminution de l'indice d'abondance, étant donné que lors des étapes initiales de la pêcherie palangrière, l'indice d'abondance connaît souvent une forte chute dont on ne connaît pas la cause.

5.4 Cas de continuité

Les données disponibles sur le makaire blanc, malgré une amélioration considérable des estimations de l'abondance relative obtenue dans les deux dernières évaluations ainsi que dans l'évaluation en cours, ne sont pas suffisantes pour parvenir à faire une estimation fiable de l'état du stock. Après de longues discussions et faute de consensus quant à de meilleures alternatives, le Groupe a décidé de définir un cas de continuité avec le même traitement des données d'abondance et la méthode utilisée lors de la dernière évaluation. Le cas de continuité sélectionné concorde avec la dernière évaluation: il utilise un indice d'abondance combiné et le programme ASPIC avec le modèle Schaefer. L'ASPIC s'est ajusté conformément aux critères LMS, comme dans l'évaluation antérieure, et avec des contraintes similaires dans les valeurs initiales des paramètres du modèle à celles qui ont été appliquées dans la dernière évaluation, renfermant le postulat selon lequel la biomasse initiale était égale à K , et limitant la valeur de K à moins de 50.000 t pour éviter des solutions suggérant une PME très faible et probablement peu réaliste.

Il convient de noter que dans l'actuelle évaluation sur le makaire blanc, ainsi que dans celle effectuée en 2000, diverses versions ASPIC ont été appliquées. En 2000, une version bêta a été appliquée qui était disponible fin 1999. La version ASPIC appliquée dans la présente évaluation était 3.91, 4.07, 4.35 et 4.41. Le nombre supérieur dénote une remise à l'eau plus tardive. La version du catalogue ICCAT est 3.82. Trois versions (4.07, 4.35, et 4.41) sont bêta et 3.91 est la dernière version non bêta. Les trois versions bêta offraient trois critères d'ajustement, qui sont : la moyenne des moindres carrés (LMS), la valeur moindre absolue (LAV) et la somme des moindres carrés (SSE). Néanmoins, l'unique critère d'ajustement disponible dans la version 3.91 était la somme des moindres carrés. La différence entre les trois versions bêta réside dans le fait que dans chacune d'entre elles, différents algorithmes de recherche ont été appliqués à la recherche de paramètre, bien que les trois emploient la même fonction objective, c'est-à-dire à valeurs égales de paramètre, données égales et critères d'ajustement égaux ; la fonction objective donnerait la même valeur. Ceci signifie que, lorsque des versions bêta sont utilisées, on peut conclure que le meilleur ajustement a lieu quand une valeur plus faible de la fonction objective est obtenue, sous réserve que les mêmes données et les mêmes critères d'ajustement soient utilisés. Dans les deux évaluations antérieures sur le makaire blanc, en 1996 et 2000, il a été observé que la biomasse de cette espèce a été inférieure à B_{PME} durant plus de deux décennies, ce qui a provoqué la surpêche du stock pendant de nombreuses années. Dans l'évaluation de 2000, il a été estimé que la biomasse, à la fin des années 1990, représentait environ 15% de B_{PME} et que la mortalité par pêche était en augmentation, atteignant plus de cinq fois F_{PME} . Les estimations de la PME, de 2.200 t, effectuées en 1996, ont été ramenées à 1.300 t dans l'évaluation de 2000. Les résultats de la nouvelle évaluation sont similaires à ceux obtenus en 2000 (**Tableau 6, Figure 100**) et suggèrent que le stock de l'ensemble de l'Atlantique en 2000 continue à faire l'objet d'une surpêche.

Une fois l'évaluation finalisée, des tâches additionnelles ont été menées à bien. Les nouveaux résultats indiquent que lorsqu'une version ASPIC différente (4.41) a été utilisée, différentes estimations de paramètre ont été obtenues et l'on a découvert une valeur plus faible de fonction objective ; mais l'ajustement se trouvait dans une des limites de l'espace du paramètre établi pour la recherche. Cette expérience a révélé que les résultats convergents du cas de continuité obtenus en réalisant l'évaluation avec ASPIC 4.35 pourraient être à un minimum local de la fonction objective. Il conviendrait de poursuivre la recherche sur les différences existant entre les versions bêta avant de mener la prochaine évaluation.

5.5 Incertitude de l'évaluation

Les indices d'abondance relative disponibles suggèrent des tendances similaires dans l'abondance durant les vingt dernières années; néanmoins, cela n'est pas le cas dans la première étape de la pêcherie où les tendances observées dans différents indices présentent aussi, dans certaines occasions,

des différences. Dans cette première partie de la série temporelle, l'indice de la palangre japonaise indique une hausse marquée entre 1959 et 1962 et une forte chute entre 1962 et 1972. Même s'il est possible que ces changements soient liés aux grandes captures réalisées par les palangriers entre 1962 et 1966, certains participants au Groupe de travail ont toutefois fait observer que des hausses aussi marquées suivies par des baisses également accusées ont eu lieu pendant les étapes initiales du développement d'autres pêcheries palangrières, et pourraient par conséquent être liées aux changements intervenus dans la capturabilité ou l'abondance locale. Le modèle de population utilisé dans le cas de continuité ne donne pas une explication claire des premiers changements dans l'abondance représentés par l'indice combiné, étant donné que cet indice reflète surtout les changements susmentionnés dans l'indice de la palangre japonaise. Ceci suggère que, soit le modèle de production en conditions de non-équilibre ne peut pas refléter tous les changements dans l'abondance observés dans l'indice combiné, soit l'indice combiné ne s'avère pas fiable dans la partie initiale de la série temporelle. Ce fait était déjà évident dans des évaluations antérieures sur le makaire blanc et se manifeste clairement si l'indice de l'effort de pêche est calculé à partir de la proportion de capture et CPUE combinée, et l'évaluation est réalisée sous le postulat que l'effort connu ne contient pas d'erreur (**Appendice 6**).

L'algorithme de ASPIC se base sur un algorithme de minimisation pour estimer les paramètres du modèle. Comme il est mentionné plus haut, cet algorithme a changé dans différentes versions de ASPIC. Pour que l'algorithme puisse converger, il est nécessaire de disposer de valeurs initiales adéquates et de données informatives. Le Groupe de travail a signalé que, durant l'évaluation, la convergence dépendait du type d'algorithme (différent dans chacune des versions ASPIC), de l'espace du paramètre défini pour la recherche et de l'ensemble des données. Les données utilisées à la réunion fournissent peu d'information et, souvent, l'algorithme était dans l'incapacité de présenter une solution acceptable, convergeant dans une des limites établies pour la recherche de l'espace du paramètre. Certaines combinaisons pour la recherche de l'espace du paramètre et l'algorithme ne parvenaient pas à converger dans le cas de continuité, même quand les valeurs initiales étaient celles considérées comme une solution pour un autre espace de paramètre et combinaison d'algorithme. Cette caractéristique des ajustements de ASPIC aux données du cas de continuité constitue une autre source de doutes dans l'évaluation, étant donné qu'il n'est pas en soi évident d'accorder la préférence à un algorithme particulier ou à une combinaison de recherche de l'espace du paramètre plutôt qu'à d'autres. Le Groupe de travail a appliqué un ajustement de ASPIC, version 4.35, qui n'était parvenu à aucune des limites (PME 100-10.000 t ; K 1.000-50.000 t). Le Groupe a signalé d'autres besoins additionnels en matière de recherche sur les modifications des diverses versions de ASPIC et sur d'autres méthodes alternatives d'évaluation, avant de mener la prochaine évaluation. Les difficultés de convergence observées avec ASPIC n'étaient pas aussi sensibles avec les formulations de l'autre modèle ajustées aux données.

Pour évaluer l'incertitude et la sensibilité de l'évaluation face aux données et incorporations au modèle, le Groupe de travail a examiné deux modèles alternatifs (autres formulations ASPIC et autres modèles de dynamique de biomasse tels que les modèles bayésiens mentionnés à la section antérieure) et des combinaisons d'ensembles de données (indices combinés définis avec différentes combinaisons et/ou postulats pour des indices individuels de pêche). Même si la gamme d'analyses de sensibilité n'était pas destinée à quantifier les biais éventuels, le Groupe les a appliqués pour obtenir la qualité de la gamme d'incertitudes dans les estimations de l'état du stock. En outre, pour définir l'incertitude, on a également utilisé les estimations par bootstrap des passages ASPIC et les distributions ultérieures des méthodes bayésiennes.

Le Groupe de travail a appliqué toutes les méthodes disponibles au moment de la réunion pour ajuster l'indice combiné de CPUE défini comme cas de continuité. On a eu recours à différents types de modèles ASPIC, en sus du cas de continuité ASPIC. Ces différents passages ASPIC comprenaient des fonctions Fox et des fonctions généralisées de population, des routines d'ajustement LAV et LS et des passages dans lesquels la proportion initiale de biomasse a été estimée sur la base des données. Les détails de ces passages se trouvent à l'**Appendice 7**. Le modèle de production bayésien décrit dans le

SCRS/2002/67 et le modèle de production bayésien structuré par âge décrit dans le SCRS/2002/68 ont également été ajustés à l'indice de CPUE combinée du cas de continuité. Les détails des résultats de ces passages sont présentés aux **Appendices 8 et 9** respectivement. Le logiciel FISHLAB a été utilisé pour ajuster un modèle de production Schaefer en conditions de non-équilibre, qui est analogue au modèle ASPIC, même si celui-ci s'est ajusté aux indices individuels utilisés pour obtenir l'indice combiné de continuité au lieu de le faire à l'indice combiné. Les détails de ces passages sont présentés à l'**Appendice 10**. Deux autres méthodes ont été appliquées pour évaluer les changements dans les tendances d'abondance qui se déduisent des indices d'abondance relative, qui étaient la méthode présentée dans le SCRS/2002/075 et la méthode Hilborn (2001). Les détails des résultats de ces passages à la CPUE combinée du cas de continuité sont présentés aux **Appendices 11 et 12**. Le **Tableau 7** récapitule les valeurs d'entrée de base, les modèles utilisés et les résultats des divers passages de sensibilité. Un certain nombre de ces passages n'ont pas pu converger et ne font pas l'objet de plus de discussion.

Les passages de sensibilité peuvent être regroupés en deux catégories:

- Ceux qui utilisaient l'indice combiné du cas de continuité, mais avec différents types de modèle et/ou postulats : Passages 2, 3, 16, 24, 27, 30 et 35.
- Ceux qui utilisaient la même méthode (ajustement logistique ASPIC, parfois avec différentes limites ou algorithmes de minimisation) mais différents indices d'abondance : Passages 3, 5, 7, 8, 10, 11, 31, 32 et 34.

L'incertitude dans l'évaluation de l'état du stock suggérée par ces passages peut être observée en examinant les graphiques de F/F_{PME} par rapport à B/B_{PME} et de production de remplacement par rapport à B/B_{PME} (**Figure 11**). La majorité des passages se trouvent dans le quadrant où la proportion de la biomasse est inférieure à 1 et la proportion de la mortalité par pêche supérieure à 1, ce qui indique que les stocks se trouvent dans un état continu de surpêche. L'ampleur des résultats est plus forte dans le groupe de passages qui utilisaient différents indices d'abondance que dans le groupe qui employait le même indice avec différents modèles, ce qui suggère que le type d'indice d'abondance produit une plus grande incertitude que le type de modèle de population.

5.6 Ajustements rétrospectifs

L'expérience acquise dans l'évaluation des istiophoridés de l'Atlantique suggère qu'il existe un biais rétrospectif dans les résultats de l'évaluation. Afin d'examiner la présence de ce biais, des passages ont été effectués avec le modèle ASPIC, de la même manière qu'ils ont été faits dans le modèle du cas de continuité mais en éliminant une par une les données de la dernière année. Il a été observé que l'estimation de la mortalité par pêche au titre de 1995 se réduit au fur et à mesure que s'ajoutent les années de données à l'ensemble des données (**Figure 12**), ce qui indique un éventuel effet rétrospectif. Le Groupe a décidé de réaliser un ajustement *ad hoc* à l'analyse du cas de continuité afin de résoudre ce problème. L'ajustement a consisté de ce qui suit :

- 1) Etablir pour la période 1998 à 2000 des valeurs de F égales à la moyenne arithmétique de F de la période 1995 à 1997.
- 2) Avec les valeurs de F résultant de l'opération antérieure et utilisant les productions obtenues des observateurs au titre de 1998-2000 et les équations qui décrivent la dynamique de la biomasse pour le modèle ASPIC, calculer la biomasse initiale pour la période 1998-2001.

La proportion estimée de la biomasse actuelle obtenue après cet ajustement était de 0.22 et la proportion estimée de la mortalité par pêche actuelle de 5.05, les deux estimations s'avérant quelque peu moins pessimistes que celles du cas de continuité (**Tableaux 6, 7, Figure 12**). L'estimation de la PME était, néanmoins, égale à celle obtenue dans le passage du cas de continuité, de l'ordre de 960 t. La version ASPIC (4.07) et la proportion B_0/K utilisée dans les ajustements rétrospectifs étaient

légèrement différentes à ce qui était appliqué dans le cas de continuité, même si le Groupe de travail a estimé que les résultats de l'ajustement étaient adéquats pour décrire les schémas rétrospectifs.

5.7 Discussion des résultats de l'évaluation

De nombreux résultats de sensibilité se sont inscrits dans la gamme d'incertitude estimée pour l'évaluation du cas de continuité, bien que certains présentent des perspectives plus optimistes de l'état du stock. L'incertitude dans les estimations de paramètres de population est toujours importante et n'est pas bien quantifiée. La gamme d'incertitude indiquée dans le présent rapport continue d'être probablement une sous-estimation de l'incertitude réelle qui existe dans les indicateurs biologiques pour le makaire blanc.

Le Groupe a fait observer que si l'on veut quantifier adéquatement et réduire cette incertitude, il est nécessaire d'introduire des améliorations dans la mise au point de modèles solides destinés à estimer des repères quand les données sont limitées, faire des estimations de la capture historique et de la capture récente, des indices d'abondance et étudier la biologie du makaire blanc. Ces améliorations vont nécessiter un effort considérable de recherche en matière de méthodologie, estimation de l'effort de pêche effectif, validation des données historiques et études biologiques sur l'âge, la croissance, la reproduction et l'habitat du makaire blanc. Compte tenu des difficultés rencontrées avec les modèles de production, le Groupe de travail a signalé que d'autres méthodes examinées au cours de la réunion (bayésienne, structurée par âge) et d'autres types d'analyses (avec données de taille) méritent d'être étudiées plus avant en vue de leur éventuelle application dans de futures évaluations. En outre, on peut faire des simulations pour déterminer l'effet d'erreurs générées par l'utilisation d'un modèle de population erroné dans l'évaluation. Mais, au vu de la gamme des résultats obtenus dans les passages de sensibilité, le Groupe a considéré qu'il fallait donner la priorité à la recherche destinée à améliorer soit les indices d'abondance et les connaissances biologiques, soit l'âge en fonction du sexe et la composition par tailles des captures de makaire blanc. Les deux derniers permettraient l'emploi de modèles structurés par âge et/ou taille plus réalistes, qui pourraient mieux expliquer l'évolution des indices d'abondance estimés. Comme alternative, on pourrait utiliser des modèles de production bayésiens pour estimer de forme plus explicite l'incertitude des éléments de vérification pour la gestion et permettraient aussi le recours à l'information biologique dans la pondération des estimations des paramètres du modèle. Le Groupe a suggéré que le Groupe de travail ICCAT sur les Méthodes aident à solutionner quelques-unes des questions de méthodologie identifiées dans le présent rapport.

6 Projets de réponse à la Commission : scénarios de rétablissement du makaire blanc

Le passage ASPIC du cas de continuité et de nombreuses analyses de sensibilité indiquent que la population de makaire blanc se situe bien en-deçà du niveau de biomasse qui permettrait la production maximale équilibrée. Mais il n'a pas été atteint de consensus sur la question de savoir si le cas de continuité était réellement la meilleure représentation de l'état du stock. On a utilisé un modèle similaire au cas de continuité de l'évaluation de 2000, étant donné qu'il n'y avait aucune raison valide motivant le changement du cas de continuité. En outre, de l'avis du Groupe de travail, les incertitudes sur l'état du stock n'étaient pas bien caractérisées par les projections qui avaient pu être faites à la réunion. Finalement, et compte tenu du fait que les données n'étaient disponibles que jusqu'à la fin 2000, il n'a pas été possible d'évaluer les effets des réglementations entrées en vigueur en 2000 et 2001, ce qui affecterait les trajectoires projetées. En conséquence, le Groupe en a conclu qu'il ne serait pas possible durant la réunion de réaliser des projections complètes destinées à évaluer le potentiel de rétablissement qu'offriraient les dernières réglementations recommandées par l'ICCAT en faveur du stock de makaire blanc. Néanmoins, le Groupe a décidé d'effectuer des projections avec l'information et les méthodes disponibles au moment de la réunion. Les résultats des projections présentées plus avant ne doivent être considérés que comme une indication générale du potentiel de rétablissement du stock.

La première tâche du Groupe de travail en matière de projections a consisté à convertir la récente recommandation de la Commission en ce qui concerne le makaire blanc [00-13] modifiée par la [01-10] en valeurs de mortalité par pêche et/ou capture qui seraient prises en compte dans les futures projections. La Recommandation [00-13] modifiée par la [01-10] prévoit que les débarquements de 2001 et 2002 ne dépassent pas de 33% le chiffre le plus élevé des débarquements de 1996 ou 1999 enregistrés par les flottilles de senneurs et de palangriers. L'évaluation a été réalisée jusqu'à la fin 2000, et les années 2001 et 2002 ont été considérées comme des années de projection. Ne sachant pas avec certitude si la Recommandation de la Commission serait totalement mise en oeuvre en 2001 et 2002, deux options ont été retenues pour ces années de référence: une postulant des niveaux de capture égaux à ceux de 2000 (1.130 t) et l'autre postulant l'application totale des recommandations [00-13] et [01-10], ce qui engendrerait une capture de 599 t.

A partir de 2003, différents niveaux de capture (TAC) ou niveaux de mortalité par pêche ont été évalués, notamment ceux qui représentaient le *statu quo* (TAC=niveau de 2000= 1.130 t, $F=F_{2000}$), niveau de l'application totale des recommandations (TAC=[00-13] [01-10] =599 t, $F=F_{\text{niveau [00-13]*[01-10]}} = 0,53 F_{2000}$), réductions plus fortes des captures que celles recommandées par l'ICCAT (TAC = 300, 200 et 100 t, $F = (0,53 F_{2000}) / 2$, $(0,53 F_{2000}) / 4$, F_{PME}) TACs ou niveaux de mortalité par pêche visant à ce que le stock atteigne les niveaux de PME dans une période déterminée, ou ceux visant à obtenir le rétablissement du stock le plus vite possible (TAC = 0). Il convient de noter que même si les projections basées sur les TAC sont indépendantes de l'évaluation et de la méthode de projection, celles qui se basent sur la mortalité par pêche dépendent de l'estimation de la mortalité par pêche pour l'année 2000 et/ou la F_{PME} estimée.

Trois types de projections ont été effectués: passages déterministes utilisant les résultats ASPIC, projections basées sur les distributions postérieures de probabilité du modèle bayésien de production excédentaire et passages utilisant les résultats du modèle ASPIC.

6.1 Projections ASPIC

Les projections déterministes ASPIC ont utilisé les résultats de l'évaluation du cas de continuité, même si le taux de mortalité par pêche des trois dernières années a été ajusté en fonction de l'analyse rétrospective, comme il est indiqué à la section antérieure (**Figure 10b**). Le Groupe de travail s'est demandé si la moyenne des valeurs de F en 1995-1997 était vraiment la meilleure estimation des valeurs F de 1998 jusqu'à la fin de 2000. Certains membres du Groupe se sont dit préoccupés par le caractère ponctuel du facteur d'ajustement. En outre, l'apparente surestimation de F des récentes années dans l'analyse rétrospective dépend des données et du modèle utilisé; il ne s'agit pas d'un résultat général pour les modèles de production excédentaire. Néanmoins, aux fins de ces projections, le Groupe a décidé d'employer cette méthode pour faire un ajustement en ce qui concerne le schéma rétrospectif observé dans l'évaluation.

Les projections ASPIC (**Tableau 8**) ont montré un stock en baisse continue avec toutes les lignes directrices du TAC examinées (*statu quo* = 1.130 t, application totale = 599 t et le double de la réduction de capture recommandée par l'ICCAT = 300 t). Certaines lignes directrices basées sur la mortalité par pêche permettaient la croissance du stock, mais aucune d'entre elles ne prédisait le rétablissement aux niveaux de B_{PME} en 30 ans.

6.2 Projections du modèle bayésien de production excédentaire

Dans le modèle bayésien de production excédentaire, les scénarios de capture incluaient des TAC de 0, 100 et 200 plus le *statu quo* (1.120 t) et le scénario d'application totale (599 t). Pour les stratégies de F constante, le taux de capture (HR) a été établi en se fondant sur les valeurs moyennes de HR en 2000 (2,6), comme il avait été estimé des données du cas de continuité. Les projections suivantes ont été effectuées: *statu quo* (HR = 0,26), application totale (HR = 0,14), le double de la réduction recommandée (HR = 0,07) et la moyenne de HR_{PME} ($HR_{PME} = 0,08$). Des projections du modèle

bayésien de production excédentaire ont été réalisées pour les données du cas de continuité. Les trajectoires moyennes étaient similaires aux trajectoires déterministes obtenues avec le modèle ASPM (voir plus bas) et plus optimistes que les projections déterministes ASPIC. Avec des TAC de 300 t ou moins, on pourrait parvenir au rétablissement de la population en 30 ans (**Tableau 9**).

Des projections supplémentaires ont été réalisées pour deux jeux de données de sensibilité avec le modèle bayésien de production excédentaire: pour le cas dans lequel deux indices ont été utilisés, un des pêcheries sportives et l'autre des pêcheries commerciales (indice de sensibilité c), et pour la CPUE combinée établie avec la CPUE de l'habitat de la palangre japonaise (indice de sensibilité d). Avec des indices distincts pour les pêcheries commerciales et sportives, les résultats étaient très semblables à ceux du cas de continuité. Lorsqu'on a employé le modèle d'habitat pour la série de la palangre japonaise, on a estimé que la population était supérieure à B_{PME} en 2002, et aucune trajectoire dans les projections ne signalait une baisse, sauf la trajectoire HR_{PME} . Les détails des résultats de ces projections de sensibilité se trouvent à l'**Appendice 8**.

6.3 Projections ASPM

Avec le modèle ASPM, seules des projections déterministes ont été effectuées. On a établi les points initiaux de biomasse et mortalité par pêche et les niveaux futurs de capture ou mortalité par pêche de la même façon que les projections du modèle bayésien de production. Des TAC de 300 t ou moins et des mortalités par pêche inférieures à celles du cas d'application totale permettraient un lent rétablissement du stock jusqu'à B_{PME} . Même si la capture devient nulle à partir de 2003, le stock aurait besoin de 15 ans pour atteindre B_{PME} . Néanmoins, une réduction moins drastique de la capture ou de la mortalité par pêche pourrait aboutir à l'effondrement du stock (**Figure 13**).

7 Perspectives et effets des réglementations en vigueur

Cette section traite des effets globaux des réglementations actuellement en vigueur sur l'état du stock de makaire blanc. Elle ne traite pas de l'application de ces réglementations par les divers pays.

La Commission a récemment recommandé que les pêcheries de senneurs et de palangriers limitent les débarquements de makaire blanc à 33% du niveau atteint en 1996 ou 1999, soit le plus élevé des deux. Le Groupe de travail a interprété ces recommandations comme une limite maximale de 600 t pour les débarquements de 2002 et les années suivantes. A cette fin, le Groupe s'est fondé sur les estimations de débarquement examinées dans la présente évaluation. Même si les évaluations de l'état du stock ne sont pas très sûres, les projections indiquaient que la recommandation a, à court terme, certaines possibilités de parvenir à stabiliser la biomasse du stock à des niveaux proches de ceux actuels. Ces projections indiquaient aussi qu'avec des niveaux de capture plus faibles, le potentiel d'augmentation de la biomasse du stock serait plus élevé.

La Recommandation [97-09] prévoit de réduire à partir de 1998 les débarquements de makaire bleu et de makaire blanc de 25 % pour chacune de ces espèces par rapport aux débarquements de 1996, cette réduction devant être accomplie d'ici la fin de 1999. Le tableau suivant représente les captures (t) communiquées (Tâche I) de makaire blanc (WHM) dans l'ensemble de l'Atlantique pour la période récente, à l'exception des pêcheries artisanales de petite échelle (qui sont exonérées de la réduction) :

	Année de référence : 1996	Limite de débarquements (75% de 1996)	Débarquements de WHM communiqués (t)		
			1998	1999	2000
Total (t)	1.231	923	1.025	951	790

Selon ces chiffres, la recommandation a été respectée. Néanmoins, sachant que 2000 est la dernière année des données utilisées pour évaluer le stock, il est encore trop tôt pour évaluer l'effet de ces réductions de débarquements sur la biomasse du stock. La Recommandation [00-13], modifiée ensuite par la [01-10], établissait des restrictions additionnelles pour la capture de makaire blanc. On ne dispose pas encore de données qui permettent d'évaluer si ces dernières restrictions ont été observées, ni les effets de celles-ci sur la biomasse du stock. L'évaluation ne sera possible que dans quelques années.

8 Recommandations

8.1 Gestion

Même si le degré d'incertitude quant à l'état du stock et à la production de remplacement est important, cette incertitude ne pourra être dissipée que par la recherche sur les besoins du makaire blanc en matière d'habitat, les études sur les taux de survie post-marquage du poisson remis à l'eau, une nouvelle vérification et validation des données historiques de la pêcherie et la mise au point de modèles d'estimation de l'abondance et d'évaluation du stock. Le Groupe de travail a suggéré que la Commission fasse un investissement important dans ces domaines de la recherche, sachant que même si le stock a produit ces 20 dernières années des captures relativement stables, malgré une CPUE en baisse, celui-ci bénéficierait d'une évaluation plus précise.

Le Groupe de travail a suggéré que la Commission prenne des mesures pour assurer que les réductions de capture envisagées par l'ICCAT soient respectées, et pour faire un suivi du processus dans le but de réaliser à l'avenir une évaluation adéquate des bénéfices obtenus. Le Groupe a recommandé en conséquence de poursuivre l'amélioration des programmes des observateurs pour obtenir de meilleures estimations de la capture et des rejets morts de makaires blancs. En l'absence d'indices concernant l'état de la population résultant des mesures de gestion les plus récentes (mises en oeuvre au milieu de 2001), si la Commission souhaite améliorer le potentiel d'augmentation du stock de makaire blanc, il serait utile de réduire les captures en-deçà du niveau stipulé dans ses dernières recommandations. Néanmoins, la Commission devrait tenir compte du fait qu'une fois que les données de diverses années auront été recueillies, il conviendrait de disposer d'un avis plus définitif.

La Commission devrait considérer que l'évaluation future de mesures de gestion relatives au rétablissement du stock de makaire blanc ne sera pas efficace si l'on ne dispose pas de nouvelles informations quantitatives sur la biologie du makaire blanc et d'années supplémentaires de données. En conséquence, le Groupe de travail a suggéré que la prochaine évaluation de ce stock n'ait pas lieu avant 2005.

8.2 Recherche et statistiques

Le Groupe de travail a identifié des thèmes de recherche et des statistiques liés à la recherche sur le makaire blanc qui appellent l'attention du SCRS. Nombre de ces thèmes ont été identifiés dans des documents présentés à la réunion, notamment le SCRS/2002/073. Les thèmes sont énoncés ci-dessous et sont classés en fonction de leur relation avec le suivi des données de base de la pêcherie, l'estimation des indices d'abondance, l'amélioration des paramètres biologiques ou les méthodologies d'évaluation:

Suivi des pêcheries

Il est recommandé que les changements dans les estimations de la capture ou des débarquements adoptés par le Groupe de travail soient examinés par les pays et, si opportun, qu'un rapport officiel sur

les changements dans la capture soit communiqué le plus rapidement possible au Secrétariat de l'ICCAT.

Les scientifiques vénézuéliens devraient essayer de recueillir des informations additionnelles sur les changements intervenus dans l'engin de pêche de la pêche sportive susceptibles d'avoir influé sur l'efficacité des opérations de pêche.

Il convient d'encourager la poursuite et l'amélioration des programmes des observateurs qui fournissent l'information sur la capture et la taille du makaire blanc, notamment lorsque les données provenant des carnets de pêche ou des rapports de débarquement sont rares ou inexistantes.

Indices d'abondance

Les scientifiques vénézuéliens devraient essayer de standardiser l'information sur la CPUE de la pêche de Playa Verde.

Paramètres biologiques

Réaliser une recherche approfondie sur l'information relative au marquage pour déterminer si celle-ci servirait à estimer les paramètres de croissance.

Méthodes d'évaluation

Investir dans la science et le suivi aux fins de l'adoption de meilleurs modèles de standardisation (par exemple, modèle d'habitat) et d'évaluation (modèles de production bayésiens et structurés par âge) de la CPUE.

9 Autres questions

Aucune autre question n'a été discutée.

10 Adoption du rapport et clôture

La réunion a été clôturée. Le rapport a été adopté par correspondance.

Bibliographie*

BEHRINGER, D.W., M. Ji, and A. Leetmaa. 1998. An improved coupled model for ENSO prediction and implications for ocean initialization. Part I: The ocean data assimilation system. *Mon. Wea. Rev.* 123: 1013-1021.

CONSER, R.J. 1989. Assessing the status of Atlantic blue marlin and white marlin. *Marine Recreational Fisheries* 13: 153-164.

DESYLVA, D. P. and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Bull. Mar. Sci.* 60(3): 668-697.

FARBER, M. and C.D. Jones 1994. An exploratory stock-production model analysis of white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT.* 41: 572-587.

- HILBORN, R. 2001. Calculation of biomass trend, exploitation rate, and surplus production from survey and catch data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 579–584.
- HINTON, M.G., and H. Nakano. 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 the Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. IATTC* 21(4): 171-200.
- ICCAT 1981. Report of the ICCAT inter-sessional workshop on billfish. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 16. 179 pp.
- ICCAT 1994. Report of the second ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 41. 587 pp.
- ICCAT 1998. Report of the third ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 47. 352 pp.
- ICCAT 2001. Report of the fourth ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.*, 53. 375 pp.
- MYERS R.A., K.G. Bowen and N.J. Barrowman, 1999. Maximum reproductive rates of fish at low population sizes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 2404-2419.
- PRAGER M.H., E.D. Prince and D.W. Lee. 1995. Empirical length and weight conversion equation: for blue marlin, white marlin and sailfish from the North Atlantic Ocean. *Bull. Mar. Sci.* 56(1): 201-210.

*Citations de documents non inclus comme documents SCRS/xx/xx dans le Recueil ICCAT de documents scientifiques

**INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE EVALUACIÓN
DEL STOCK DE AGUJA BLANCA**
(Madrid, 14 a 17 de mayo de 2002)

1 Apertura de la reunión, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión

La reunión se celebró en Madrid, los días 14 a 17 de mayo de 2002 y fue inaugurada por el presidente del Grupo de Trabajo (GT) Dr. David Die y el orden del día fue aprobado (**Apéndice A**). Los participantes en la reunión (**Apéndice B**) aportaron 19 documentos científicos (**Apéndice C**), realizaron análisis y se les asignaron diferentes tareas de redacción de los puntos del presente informe detallado.

2 Examen de los datos biológicos, incluyendo archivos de marcado/recaptura

2.1 Pautas de desplazamiento

Prince et al (SCRS/02/70) revisaron y actualizaron los esfuerzos de marcado de aguja blanca del *National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (CTC)* (Centro de marcado cooperativo del NMFS) y el programa de marcado de *Billfish Foundation (TBF)* (Fundación Marlines), hasta finales de 2002. En estos programas se han marcado 42.681 agujas blancas, habiéndose comunicado 854 recapturas (**Figura 1**). Además, *South Carolina Marine Resources Division* (División de Recursos Marinos de Carolina del Sur) y *National Marine Fisheries Services Shark Tagging Program* (Programa de Marcado de Tiburones del NMFS) han marcado de forma incidental 992 agujas blancas, 17 de las cuales han sido recuperadas. Un gran número de peces se desplazó entre la costa central atlántico de Estados Unidos y la costa nordeste de América del Sur. Se han registrado al menos 8 migraciones trasatlánticas de aguja blanca (en su mayor parte de oeste a este, una de este a oeste). No se han registrado desplazamientos transecuatoriales, si bien un ejemplar estuvo a 100 millas náuticas del ecuador. 5 de los peces recapturados se habían desplazado al sur del límite ICCAT norte/sur de 5° norte. La distancia mínima más larga de desplazamiento fue de 3.150 millas náuticas en el caso de un pez que estuvo en libertad 576 días (un año y medio). Falta información sobre preferencias de hábitat, la distribución vertical de la aguja blanca y sobre la ecología de la especie (incluyendo las preferencias físicas y bióticas).

2.2 Edad y crecimiento

No se sabe demasiado sobre la talla por edad de la aguja blanca, pero basándose en conocimientos sobre otros istiofóridos, se considera que esta especie crece muy rápido inicialmente. Tras el primer año, aumenta más la masa que la talla. La captura por talla muestra dimorfismo sexual, si bien no en forma tan importante como la aguja azul. Se puede hacer una mínima estimación de la longevidad basándose en el período de libertad más largo de una aguja blanca marcada, que fue de 5.488 días (15 años). Su peso se estimó en 22 kg en el momento de la primera captura y su período mínimo de longevidad en 17-18 años. En el curso de la reunión, se intentó, sin éxito, estimar parámetros de crecimiento basándose en los datos de marcado disponibles en ICCAT (**Apéndice D**).

2.3 Mortalidad

Como en el caso de la aguja azul, no se tienen estimaciones fiables de mortalidad natural (M), si bien, basándose en la talla, comportamiento y fisiología, las estimaciones de M de peces adultos deberían ser muy bajas.

2.4 Reproducción

El desove de la aguja blanca y de otros istiofóridos en el Atlántico norte fue revisado recientemente por DeSylva y Breder (1997) y en el Atlántico sur por Amorim y Arfelli (SCRS/02/57). Basándose en estudios histológicos y en análisis macroscópicos de campo, estos autores señalaron que la aguja blanca desova en el Atlántico noroeste entre los meses de marzo y junio. En el Atlántico sudoeste el desove tiene lugar en aguas frente a la costa de Brasil a finales de primavera y principios del verano (noviembre a marzo) entre 17°-26° S y 37°-46° W (SCRS/02/57). La talla de la hembra al llegar a la madurez es aproximadamente de 20 kg (DeSylva y Breder, 1997).

2.5 Identificación del stock

Las hipótesis sobre el stock de aguja blanca consideradas en las Terceras Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines (ICCAT, 1998) eran la de un sólo stock en el conjunto del Atlántico y la de dos stock, al norte y al sur del Atlántico, separados a 5° de latitud norte. Los participantes en dichas Jornadas se inclinaban por la hipótesis de un sólo stock por las razones siguientes: (1) la especie se encuentra distribuida a lo largo del límite norte/sur propuesto durante los cuatro trimestres del año, (2) el desove presenta una amplia distribución espacio-temporal en el conjunto de las zonas tropicales y subtropicales del Atlántico, (3) las marcas recuperadas demuestran que se producen desplazamientos trasatlánticos, así como a través de los 5° de latitud norte y (4) el análisis del ADN mitocondrial no reveló una gran heterogeneidad entre las muestras del Atlántico norte y del Atlántico sur.

Graves y McDowell (SCRS/00/54) hicieron un examen de la investigación genética sobre la estructura de stock de la aguja blanca llevada a cabo con posterioridad a las Jornadas de Trabajo de 1996. Se estudiaron muestras de talla de aguja blanca (>de 225 peces) procedentes de cuatro zonas del Atlántico (costa este de Estados Unidos, Caribe, sur del Brasil y Marruecos) en relación con la variación genética del ADN mitocondrial y cuatro loci de ADN microsatélite muy variables. Estos análisis demostraron que no existe una estructuración significativa de la población entre zonas atlánticas de muestreo muy distantes entre sí. No podía por tanto rechazarse la hipótesis de un sólo stock genético de aguja blanca en todo el Atlántico.

Basándose en resultados de estudios genéticos adicionales y en otro tipo de información biológica disponible, los participantes en las Cuartas Jornadas de Trabajo sobre Marlines (ICCAT, 2001) se inclinaban decididamente por la hipótesis de un sólo stock en el conjunto del Atlántico. Recientemente, los participantes en las Jornadas del año 2002 examinaron información biológica actualizada y llegaron a la conclusión de que esta hipótesis concuerda mejor con la biología de la especie.

3 Recientes desarrollos en la pesquería

Los patrones de los barcos no suelen consignar información sobre capturas fortuitas de marlines con cerco (que suele venderse en los mercados africanos locales) en sus cuadernos de pesca. En consecuencia, las estimaciones de captura fortuita de marlines en la pesquería de cerco estadounidense entre 1991 y 2000, presentadas en el SCRS/02/62, se basaban en datos de observadores científicos (con una cobertura aproximada del 15% en 1997-1998). No obstante, y debido a que el Programa Patudo de la Unión Europea (1997-1998) se centraba en el aumento de la captura de patudo, es

probable que los marlines no fueran debidamente identificados. Por ello, estas estimaciones se basan en la proporción de captura fortuita de grupos de marlines (es decir, marlines y peces vela por separado) por tonelada de túnidos; los datos de observadores se estratificaron de antemano por 4 trimestres, 2 zonas y 3 tipos de pesca (lances sobre cardúmenes no asociados, lances con dispositivos de concentración de peces (DCPs) y lances sobre montes submarinos). Se hizo una simulación Montecarlo para tener en cuenta algunas de estas incertidumbres en el curso de la pesca (por ejemplo, la probabilidad de hacer lances con cada uno de los tipos de pesca, la probabilidad condicionada de que cada grupo este presente en un determinado tipo de pesca, así como la captura fortuita de cada grupo por lance y por tipo de pesca). La captura fortuita de marlines simulada y correspondiente a las flotas de cerco europeas aumento desde 450 t en 1991 hasta 530 t en 1995, descendiendo a 288 t en 2000. Este esquema refleja el descenso en el total de lances, aunque también el efecto causado por la moratoria estacional sobre la pesca con DCPs adoptada en el cerco europeo a partir de 1997 (un análisis comparativo llevado a cabo en 1996, cuando los lances con DCP alcanzaron un máximo del 50,1% y 1998, con sólo un 31,38% de lances con DCP, mostraba que la proporción simulada de captura fortuita de marlines por tonelada de túnidos había disminuido en un 31%). En el curso de la reunión se sugirió que la información facilitada en el SCRS/00/76 podría resultar útil en el cálculo de la proporción de aguja blanca en el total de captura fortuita de marlines.

El documento SCRS/02/57 presentaba un examen de la captura de aguja blanca por palangreros brasileños y alquilados, frente a la costa de Brasil (1971-2001). En este documento se presenta la gran heterogeneidad de esta flota, en cuanto a características de los barcos y, en consecuencia, en cuanto a estrategias de pesca. Se evidencian los cambios de objetivo de los palangreros que faenan a partir de Santos. La captura de tiburones va en aumento paulatino entre 1974 y 1993 (11% a 59%), que sustituye a los túnidos como objetivo principal de la flota. Estos palangreros obtienen una gran cantidad de captura fortuita de pez vela, aguja azul y aguja blanca y otras especies. Basándose en registros de la pesquería palangrera japonesa, se observa que las principales concentraciones de aguja blanca tenían lugar frente a las costas nordeste a sudeste de Brasil entre los meses de septiembre y enero. La captura de aguja blanca por los palangreros japoneses disminuyó en las décadas de los 70 y los 80.

Los datos empleados para estimar los desembarques de aguja blanca de la pesquería de recreo de Estados Unidos proceden de diversas fuentes y son por tanto muy heterogéneos. Algunos programas están destinados a censar un subgrupo de torneos de marlín, mientras que otros se basan en entrevistas telefónicas y muestreo en el muelle. Por ello, algunas fuentes de datos eran bastante precisas aunque sesgadas, mientras que otras no contienen sesgos pero son muy poco precisas. El SCRS/02/74 intentaba mejorar la Tarea I para aguja blanca de Estados Unidos, empleando todas las fuentes de información disponibles. Se aplicó la relación entre las estimaciones de *NMFS Marine Recreational Fishery Statistic Survey (MRFSS)* (Encuesta Estadística de la Pesquería Marítima de Recreo del NMFS) de Estados Unidos (supuestamente sin sesgos) y *NMFS Recreational Billfish Survey (RBS)* (Encuesta de la Pesquería de recreo para Marlines) (de gran precisión pero que no tenían en cuenta eventos ajenos a los torneos) para estimar los desembarques de aguja blanca de la pesquería de recreo estadounidense en el período 1981-2001. Por otra parte, las estimaciones de la Tarea I de ICCAT para 1960-1977 fueron actualizadas con el fin de que reflejasen los resultados de una encuesta realizada en 1977-78.

Durante la reunión, científicos estadounidenses aportaron información sobre regulaciones establecidas recientemente por Estados Unidos. La pesquería atlántica de palangre pelágico de dicho país está sujeta a varias vedas espacio-temporales destinadas a reducir la captura fortuita de dicha pesquería en zonas de altura, hasta 200 millas náuticas (mn) de la costa (**Figura 2**). Además el NMFS, estableció una quinta zona de veda tras una Opinión Biológica (BiOp) del 14 de junio 2001, resultante de una consulta entablada bajo el Acta de Especies Amenazadas (ESA). Esta BiOp llegaba a la conclusión que la pesquería de palangre pelágico HMS podría poner en peligro la supervivencia de la tortuga laúd (*Dermochelys coriacea*) y tortuga boba (*Caretta caretta*). El cierre de la zona *Northeast Distant Statistical Sampling (NED)* fue considerado una alternativa razonable y prudente (RPA) que

permitirá que la pesquería atlántica de palangre pelágico pueda proseguir sus operaciones. La regulación de urgencia que implementa esta RPA establece una veda para los barcos estadounidenses en aproximadamente 2.631.000 mn² en aguas de altura.

4 Datos de captura y talla

4.1 Datos de captura

Tras la pronta expansión geográfica de los desembarques de aguja blanca antes de 1970, la distribución relativa de la media anual de captura por década no ha cambiado mucho, excepto en un aparente desplazamiento de las capturas hacia el hemisferio sur (**Figura 3**). El esfuerzo de pesca relacionado con las capturas de aguja blanca presenta un esquema similar (**Figura 4**) y debe ser considerado a la luz de la distribución global del esfuerzo palangrero (**Figura 5**). Las capturas históricas de la Tarea I se presentan en la **Tabla 1**.

El SCRS/02/74 daba nuevas estimaciones de los desembarques de aguja blanca por parte de la pesquería de recreo estadounidense (incluyendo descartes de peces muertos aunque no liberaciones de peces vivos). Respecto al periodo 1981-2001, los desembarques de la pesquería de recreo estadounidenses de aguja blanca atlántico comunicados fueron ajustados aplicando la relación estadística entre las estimaciones anuales de la RBS, bastante precisas aunque sesgadas, y las estimaciones de la MRFSS, con escaso sesgo aunque poco precisas. Además, las cifras de la Tarea I ICCAT para 1960-1977 se actualizaron con los resultados finales de la encuesta de 1977-78. Se observó que las nuevas estimaciones son más fiables desde el punto de vista científico, por lo que el Grupo de Trabajo decidió usar la nueva serie en las evaluaciones, si bien los datos de la Tarea I no deben modificarse hasta su comunicación oficial por parte de las delegaciones de los países.

El SCRS/02/66 describía las tendencias históricas de la captura de aguja azul en los torneos de la pesquería de recreo estadounidense. Si bien el esfuerzo y las capturas recientes se han incrementado, de acuerdo con la legislación nacional todos los ejemplares de aguja blanca han sido liberados a partir del año 2000.

Se estimó el volumen anual de las capturas fortuitas entre 1991 y 2000 por medio de los datos de observadores científicos del período 1997-99, observándose un descenso desde las 450-520 t al principio hasta menos de 300 t en los últimos años. Este hecho se atribuyó sobre todo a la moratoria temporal a la pesca con DCPs adoptada por los cerqueros europeos junto con descensos en el esfuerzo de pesca. Teniendo en cuenta que el documento estima tan solo la captura total de marlines, la cifra correspondiente a las de aguja blanca fue estimada provisionalmente durante la reunión a fines de llevar a cabo la evaluación (**Tabla 2**). Las estimaciones se obtuvieron partiendo de estimaciones anteriores de la composición por especies de las capturas de marlines por parte de los cerqueros europeos (SCRS/00/76) y estimaciones de la proporción del total de captura fortuita de marlines por tonelada de túnidos (SCRS/02/62). Tal como se observa en la Tabla 3 del SCRS/00/76 y suponiendo que el BLM y STM identificados por observadores en la mar eran posiblemente BUM y WHM, respectivamente (comentario personal de E.Prince), la proporción de WHM en la captura fortuita total de marlines se estima en 0.303.

$$\begin{aligned} & \% \text{ de WHM basado en la Tabla 3 (SCRS/00/76) BUM+BLM vs WHM+STM} = 71.8/(71.8+164.9) \\ & \text{WHM}/(\text{WHM}+\text{BUM}) = 0.302915082 \end{aligned}$$

Japón presentó nuevas estimaciones de desembarques de aguja blanca en el período 1994-2000 obtenidas a través del nuevo sistema de información por cuadernos de pesca (SCRS/02/59, Tabla 2). Este nuevo sistema estipula que los pescadores deberán comunicar la captura en peso por especie además de en número de peces. El Grupo decidió servirse para la evaluación de las nuevas estimaciones de captura de aguja blanca de los palangreros japoneses.

Venezuela hizo comentarios sobre los datos de captura y esfuerzo de la pesquería artesanal de redes de enmalle de Playa Verde, en la costa central de Venezuela, en 1991-2001. Esta pesquería había sido descrita por Alió *et al.* (SCRS/92/73) y Marcano *et al.* (SCRS/00/74). En los datos se incluyen desembarques de barcos individuales y mediciones en puerto de la mayor parte de los marlines desembarcados. Se recomendó que esta serie de datos fuese estandarizada antes de la próxima evaluación de stock de marlines.

El Grupo de Trabajo realizó un examen crítico de los datos de la Tarea I presentado por la Secretaría de ICCAT (**Tabla 1**). Se consideró que la captura comunicada por Gabón en 1996, inusualmente alta, era resultado de la mezcla de varias especies y se decidió excluirla de la evaluación en curso. Se comunicó al Grupo de Trabajo que el brusco descenso de la captura de aguja blanca en 2000 de la República Popular China podía atribuirse al cambio de métodos de los datos de la Tarea I, es decir, los datos anteriores procedían de observadores mientras que respecto al año 2000 eran desembarques comunicados (comentario personal de un científico de la República Popular China).

Las capturas comunicadas en la Tarea I como “marlines sin clasificar” no fueron incluidas en las evaluaciones de stock, ya que no se conocía su composición por especies, que convendría investigar. No se disponía del desglose por especies de las capturas de marlines en 2000 presentadas por Brasil. En el curso de la reunión, Brasil presentó datos de captura y esfuerzo que podrían aplicarse al desglose por especies y se confía en que los científicos brasileños puedan usar estos datos en el futuro para desglosar las especies antes de la próxima evaluación. Portugal comunicó las capturas como “marlines sin clasificar”. Los datos procedían de los desembarques en las islas Azores, que no pueden desglosarse por especies con el actual sistema de muestreo, por lo que no se incluyeron en las evaluaciones.

Se presentaron capturas actualizadas, de 1999 y 2000, de la pesquería de recreo venezolana (SCRS/02/69) que se incluyeron en la evaluación.

El Grupo de trabajo decidió usar los datos de la Tarea I como base de la evaluación, a menos que se presentase nueva información que recomendase que dichos datos debían ser modificados. Se decidió asimismo acerca de cuales serían las capturas a traspasar cuando no se contase con datos de los años más recientes. Se modificaron los datos de la Tarea I de Japón, NEI, UE, España y Francia (CE), Venezuela, Estados Unidos, Filipinas y Gabón (**Tabla 2**). La captura total resultante de esta modificación fue aplicada en la evaluación (**Figura 6**).

4.2 Captura por talla

Se analizaron datos de talla disponibles en la Tarea II así como datos recogidos en una variedad de programas científicos en estados Unidos (pesquería de recreo y de palangre) y Venezuela (recreo, palangre, artesanal) (SCRS/02/72). Las frecuencias de talla de la pesquería de recreo de Estados Unidos mostraban una tendencia al alza en la talla media de los últimos años, lo cual se debía con toda probabilidad a la introducción de una regulación de talla mínima al desembarque. Las tallas medias de la aguja blanca para las observaciones, correspondientes al palangre y agrupadas, presentaban un ligero pero significativo descenso de 0.31 cm por año. El Grupo de Trabajo observó la falta de información sobre edad y crecimiento respecto a esta especie. La composición por sexo repercutía también sobre las frecuencias de talla en la captura, pero la mayor de las observaciones del palangre no identificaban el sexo. Por todo ello no fue posible la interpretación de la información sobre frecuencias de talla.

Cuando estaba registrado el sexo, la fracción macho de la captura tendía a disminuir al aumentar la talla. Sin embargo, y sobre todo en las observaciones de Venezuela, se encontraban algunos machos cerca de las gamas de talla superiores. El SCRS/02/66 contiene información sobre datos de talla de la pesquería de recreo de Estados Unidos.

El SCRS/02/57 examinaba estudios realizados en el pasado sobre la aguja azul capturada en aguas brasileñas. La mayor proporción de agujas blancas estaba entre las clases de talla 135-140 cm y 145-150 cm durante el período 1972-83, pero entre 120-125 cm hasta 125-130 cm en 1971 y 1984. En general, en el período 1971-84, los peces capturados pertenecían a las clases de talla entre 85-90 c, hasta 200-205 cm. Considerando que la aguja azul alcanza la madurez sexual cerca de los 130 cm (EFL), tan sólo el 11% de los peces capturados por los palangreros de Santos eran inmaduros.

5 Evaluación del stock

5.1 Índices de abundancia de pesquerías individuales

El SCRS/02/56 describe la estandarización de la captura por unidad de esfuerzo de aguja blanca por la pesquería de palangre de Taipei Chino entre 1967 y 2001. Se aplicó un modelo lineal generalizado (GLM) y un modelo lineal general mixto (GLMM) con una estructura de error lognormal. Los factores aplicados eran año, trimestre, zona y especie-objetivo, y las interacciones de año*zona y año*trimestre fueron consideradas como factores aleatorios en el GLMM. La información usada procedía de cuadernos de pesca comerciales y presentaba bien un escaso número de registros o bien una escasa proporción de información en algunos años. Así, los años con menos de 100 registros o una cobertura de cuaderno de pesca inferior al 15% quedaron excluidos del proceso de estandarización, quedando tres períodos (1968-75, 1980-87, y 1993-99) para el análisis. La variable dependiente modelada fue el logaritmo natural de CPUE mas el 10% de la media global de CPUE. La zona de operación de la flota se dividió en 10 sectores. Sin embargo, a partir de 1982 la flota de Taipei Chino ha estado regulada en el caso de algunas aguas costeras por la declaración de zonas económicas exclusivas (ZEEs), lo cual obliga a los pescadores a obtener licencias para acceder a dichas zonas. Por ello, el análisis se realizó tanto excluyendo como incluyendo las secciones correspondientes a una ZEE en cada una de las zonas de operación. El análisis llevado a cabo incluyendo las ZEEs dividía cada una de las 10 zonas originales en dos, cada una de las cuales contenía o bien excluía las aguas de la ZEE. El modelo final seleccionado fue el GLMM y la CPUE estandarizada muestra una ligera tendencia al descenso, que en gran parte se debía a un pronunciado aumento en el principio de la serie temporal (1973) en relación con el resto de la serie.

Las tasas de captura estandarizadas de la pesquería de palangre pelágico estadounidense en el Atlántico noroeste y el Golfo de México están descritas en el SCRS/02/65. Se creó un GLMM con dos fuentes de datos: 1) datos de cuadernos de pesca de 1986-2000 (obligatorios desde 1992) y 2) datos de observadores de 1992 a 2000. El programa de observadores cubre aproximadamente el 5% de todas las mareas de los barcos de palangre estadounidense en el Atlántico. Los factores incluidos en el GLMM eran: año, zona, OP (procedimiento operativo, que tiene en cuenta factores tales como el tonelaje del barco), especie-objetivo (según indique el capitán), trimestre del año, luces químicas, densidad de anzuelos, señuelos sonoros, luces en superficie, material de la línea principal, fabricante del anzuelo y tipo de clima, distancia entre brazoladas y cebo. Debido a que la aguja blanca es especie de captura fortuita y en consecuencia presenta una gran proporción de lances de captura nula, se asumió una distribución delta lognormal en la cual la proporción de lances positivos se modeló con una distribución binomial y los lances con captura se modelaron con una distribución lognormal. En cuanto a los datos del programa de observadores, el análisis GLM se llevó a cabo con el número de peces por unidad de esfuerzo así como la biomasa de peces estimada por unidad de esfuerzo. Los análisis de las dos fuentes de datos dieron resultados similares, con tasas de captura de aguja blanca en ambos conjuntos de datos asociados a los factores año, zona, temporada y procedimiento operativo y las interacciones de año*zona, año*procedimiento operativo. Las estimaciones de CPUE obtenidas de los cuadernos de pesca y de los registros de observadores presentan también una estrecha correlación y se encontraban dentro de intervalos de confianza aproximados. Además, los valores de CPUE calculados basándose en el número de peces o en el peso de los datos de cuadernos de pesca presentan una correlación muy estrecha. Los valores de CPUE estandarizada de la pesquería de palangre

pelágicos muestran una gran estabilidad en el período 1987-1999, con tendencia al descenso en 2000. Se recomendó que en análisis futuros se usase la base de datos de palangre más larga.

El SCRS/02/66 describe la estandarización de las tasas de captura en los torneos de la pesquería de recreo estadounidense en el Atlántico noroeste y la zona estadounidense del Golfo de México en el período 1973-2001. Los datos proceden de la *Recreational Billfish Survey* (Encuesta de la pesquería de recreo) que es un programa de observación que se centra en los torneos celebrados en Estados Unidos. Tan solo se consideraron los torneos dirigidos a la aguja blanca o la aguja azul y durante los cuales se captura al menos un ejemplar de aguja blanca; para el análisis se aplicó un total de 5.856 registros. Además de la medida tradicional de CPUE de peces retenidos o bien liberados por el pescador, se llevó a cabo un análisis separado de anzuelo productivo por unidad de esfuerzo (HPUE) que, además, incluye peces capturados en el anzuelo, identificados como agujas blancas, pero no izados a bordo. El número de peces enganchados en el anzuelo pero no izados a bordo ha ido en descenso y no presenta diferencia alguna a partir del año 2000, lo cual indica tal vez una mejora en la tecnología y /o en la pericia de los pescadores, o tal vez, una progresiva ausencia de información sobre los peces que se pierden. El índice de peso se obtuvo convirtiendo la talla en peso de acuerdo con Prager *et al.* (1995). De forma similar al análisis de las pesquerías palangreras estadounidenses, se aplicó un GLMM con estructura de error delta lognormal. Los factores zona, temporada, año*zona y año*temporada fueron las principales variables explicativas para la proporción de mareas positivas. El Grupo de Trabajo consideró que el uso de anzuelos efectivos por unidad de esfuerzo (HPUE) constituía un mejor índice de abundancia que la misma CPUE, y que los valores de CPUE para 2000 y 2001, cuando no se informaba sobre peces perdidos, no deberían tenerse en cuenta en el análisis. La tendencia de la CPUE estandarizada muestra algunas cifras altas en 1974 y 1980-82 y una tendencia general al descenso entre 1983 y 2001. Los valores de CPUE más bajos eran los observados en 2000.

El SCRS/02/69 presenta tasas de estandarización de captura de la pesquería deportiva de Playa Grande, en Venezuela. Los datos aplicados son el número de agujas blancas capturado por marea entre 1961 y 1989; los datos registrados entre 1990-2001 quedaron excluidos debido a su falta de exactitud y a un aumento en la tasa de liberación de los peces capturados. Sin embargo, a partir de mediados de 2001 se recogieron datos precisos. Un sólo pescador, que representa el 5% del esfuerzo total de esta pesquería, ha mantenido registros personales de captura y esfuerzo desde 1959 hasta 2001, y además ha informado sobre un cambio ocurrido en el arte a finales de la década de los 60, que pasó de pesado a ligero. Pero el Grupo de Trabajo no tuvo en cuenta esta información anecdótica en el análisis, si bien pidió a los autores que comprobasen la información. Se usó un GLM con estructura de error lognormal; las observaciones de captura cero se trataron añadiendo a todas las observaciones un valor igual a la CPUE más baja. Se aplicó un análisis de regresión para seleccionar variables para el GLM, con año, temporada (semestre), precipitación mensual y velocidad mensual del viento. Los datos mensuales sobre precipitación y velocidad del viento no tenían relación con la CPUE y el modelo final GLM incluía los factores de año y mes. En anteriores evaluaciones se ha usado la CPUE anual nominal para esta pesquería, cuya CPUE fue en descenso desde principios de los años 60 hasta los años 80. En contraste, los resultados del GLM, con datos mensuales, presentan un descenso menos acusado a lo largo del tiempo.

El SCRS/02/76 presentaba la estandarización de la pesquería venezolana de palangre. Los datos consisten en número de pez por 1000 anzuelos entre 1991 y 2000, facilitados por observadores científicos en el Programa de Observadores del Palangre Pelágico de Venezuela; el muestreo cubría un 14% del esfuerzo total de la flota ejercido en cada uno de los años. Se usó un GLMM como el presentado en el SCRS/02/65 y los factores considerados en el GLMM era similares a los aplicados en la estandarización de la pesquería de palangre estadounidense. El GLMM final incluía los factores de año, zona, tipo de barcos, temporada, tipo de cebo y las interacciones año*temporada y año*tipo de barco. La serie temporal de esfuerzo estandarizada muestra una ligera tendencia al incremento entre 1991 y 1995 y una tendencia al descenso entre 1995 y 2001. La serie temporal de coeficientes de variación en los valores estandarizados estaba entre el 33 y el 104%.

El SCRS/02/60 presentaba la estandarización de las tasas de captura del palangre japonés. Los procedimientos de estandarización difieren de los enfoques arriba descritos en que los valores de esfuerzo “efectivo” usado en el cálculo de CPUE consideran de forma explícita la proporción de peces a los niveles de profundidad en los cuales se ejerce el esfuerzo (Hinton y Nakano, 1996). La aplicación de este procedimiento de estandarización requiere una información detallada sobre la distribución de los anzuelos del palangre y la distribución de la población de aguja blanca en profundidad, tiempo y zona. La localización de los lances individuales de los barcos palangreros japoneses se refiere al período 1967-2000; los datos anteriores a 1967 usados en evaluaciones anteriores están disponibles en formato electrónico sólo en 5° x 5°, pero hay información detallada impresa sobre los lances. Los datos sobre las distribuciones verticales de los anzuelos del palangre se obtuvieron en campañas científicas llevadas a cabo en el Pacífico oriental en 1999 y en el Atlántico tropical en 2000. El efecto de las corrientes oceánicas en la configuración del palangre se modeló a partir de observaciones de campo hechas en el Atlántico tropical en 2000, en combinación con predicciones mensuales de la corriente oceánica en 1.5° x 1.5° del Modelo de Circulación Global en el Océano (OGCM, Behringer *et al.*, 1998). No se dispone de información sobre distribución en profundidad de la aguja azul, por lo que, como aproximación, se usaron los resultados del marlín rayado del Pacífico; se consideraron también otras especies tales como el pez espada y la aguja azul del Pacífico. Se hicieron GLMM separados como aproximación para cada especie, así como la tradicional medida del esfuerzo en número de anzuelos. Además se excluyeron del análisis todos los datos de la ZEE, con el fin de mejorar el equilibrio estadístico de las observaciones. EL GLMM con esfuerzo medido en número de anzuelos indicaba un esquema que estaba más relacionado con peces de profundidad por lo que fue considerado por los autores como no realista y recomendaron que en la evaluación se aplicara el GLMM con esfuerzo efectivo.

Se expresaron ciertas dudas acerca del uso del esfuerzo efectivo en el proceso de estandarización de los datos japoneses, incluyendo: 1) exclusión de los datos anteriores a 1967 (que eran los valores más altos de CPUE en la serie temporal); 2) las diferencias entre la oceanografía de los océanos Pacífico y Atlántico que podrían afectar la conveniencia de la aproximación relativa al marlín rayado (por ejemplo, la zona mínima de O₂ en el Pacífico); 3) la sustitución del marlín rayado por la aguja blanca y 4) la falta de información acerca del efecto de las corrientes oceánicas en la fina escala necesaria para el análisis. Alternativamente, se dijo que el GLMM con esfuerzo tradicional no era realista desde el punto de vista biológico en el caso de la aguja blanca y que presentaba un desequilibrio estadístico en las observaciones. El Grupo de Trabajo acordó que, con el fin de mantener la concordancia con la última evaluación, el GLMM con esfuerzo medido en número de anzuelos fuese aplicado en la evaluación del caso de continuidad (definido más abajo), instó a los autores a que siguiesen llevando a cabo importantes estudios de campo sobre la distribución del hábitat de la aguja blanca, a que intentasen recuperar registros detallados de la pesquería de palangre anterior a 1967 y recomendó que una parte del Grupo continuase simulando modelaciones para seguir evaluando la posibilidad de estimar índices estandarizados basándose en uno de los métodos. Además, las comparaciones establecidas entre la información presentada y la procedente de observadores sugieren que la reciente captura japonesa de aguja blanca en los cuadernos de pesca era incompleta (SCRS/02/59).

Se presentaron también al Grupo de Trabajo datos revisados de captura y esfuerzo de Santos y Natal, en Brasil, datos que, por falta de tiempo, no se pudieron procesar en el curso de la reunión para obtener índices de abundancia. El Grupo de Trabajo recomendó que los científicos brasileños intenten estandarizar estos datos para la próxima evaluación.

5.2 Índices combinados de abundancia

Se desarrollaron índices combinados siguiendo el mismo procedimiento usado en la última evaluación (ICCAT, 2001).

Se estimó una CPUE compuesta partiendo de la serie de CPUE disponible, adoptada y discutida por el Grupo de Trabajo. La CPUE compuesta se estimó por medio del modelo lineal generalizado (GLM) bajo dos opciones: a) incluyendo igual ponderación para cada índice y b) un modelo de ponderación, usando la proporción correspondiente del total de captura de las flotas para cada índice y año. La **Tabla 3** presenta los índices de CPUE usados en la estimación de la CPUE compuesta y la **Tabla 4** los factores de ponderación usados en el GLM. La **Figura 7** muestra cada serie de índices en escala con su media para años solapados entre 1985 y 2000. El Grupo de Trabajo decidió dividir el índice de Taipei Chino en dos series temporales: el primer índice de 1968 a 1987 y el postrero, de 1993 a 1999. El Grupo decidió dividir el índice basándose en el método diferente para tener en cuenta el factor objetivo en los últimos años, cuando la flota de Taipei Chino trasladó su interés hacia el patudo. El índice del palangre japonés presentado en el SCRS/02/60 cubre el período 1967-2000. El Grupo decidió ampliar el índice del palangre japonés para incluir el año 1959, como en la anterior evaluación. Debido a que de momento no se disponía de información lance por lance en soporte electrónico sobre el palangre japonés anterior a 1967, el Grupo decidió usar el índice estandarizado del palangre japonés en 5° x 5° correspondiente a los años 1959-1967, dentro del período 1959-2000 (SCRS/00/81), escalando las dos series por la ratio de sus medias respectivas en los años solapados (1967-2000) de la serie temporal.

El modelo GLM con índice de CPUE compuesta suponía una distribución lognormal de error. El modelo era:

$$\log (CPUE) = \text{Año} + \phi * \text{Fuente del índice} + \epsilon$$

donde ϕ es el factor de ponderación, establecido en 1 para tener una opción igual de ponderación, y a la proporción anual de la captura total de las flotas para cada índice/año representado por el índice de la flota en el modelo ponderado (de esta manera, los factores de ponderación eran 1 en cada uno de los años). Los valores de CPUE compuesta fueron retrocalculados partiendo de la media de mínimos cuadrados del ajuste del modelo, y el sesgo se corrigió aplicando el correspondiente error estándar. La **Figura 8** y la **Tabla 4** presentan el escenario de continuidad de la CPUE compuesta.

El Grupo de Trabajo se decidió por varios ensayos de sensibilidad basados en diferentes esquemas, para la estimación del índice de CPUE combinada. Se estimaron los siguientes escenarios de sensibilidad como variaciones del caso de continuidad:

- a) Como en el caso de continuidad pero sin ponderar.
- b) Índice de CPUE combinado con el índice de Taipei Chino combinado en una serie individual de 1968 a 1999
- c) Índice de CPUE combinado para las flotas deportivas (índice de la pesquería de recreo de Venezuela y Estados Unidos) y d) Índice de CPUE combinada para las flotas comerciales (índice del palangre de Japón, Taipei Chino, Venezuela y pelágica Estados Unidos.
- d) Índice de CPUE combinado con el índice de CPUE del modelo japonés de hábitat del palangre (como serie individual 1959-1996).
- e) Índice de CPUE combinado usando el índice de LL japonés de 1964 a 1996, debido a que el Grupo de Trabajo consideró que entre 1959 y 1963 la flota de palangre pelágico estaba en proceso de expansión (**Figura 5**).
- f) Índice de CPUE combinado con el índice alternativo de Taipei Chino (no de ZEE). (SCRS/02/56).
- g) Índice de CPUE combinado con el índice de la pesquería de recreo venezolana (SCRS/02/69) con una modificación respecto a cambios en la eficacia anual del 2,6% adoptada por el Grupo de Trabajo. Esto se basó en un análisis de la serie temporal de tasa de captura en los torneos de la pesquería de recreo de Estados Unidos, que señalaba una diferencia en las pendientes de los esquemas de tasa de captura CPUE y HPUE que se atribuyó a cambios en la eficacia de la flota a lo largo del tiempo.

Estos índices de abundancia combinados de formas diversas y que fueron usados en los análisis de sensibilidad se presentan en la **Tabla 5** y sus tendencias se muestran en las **Figuras 8 y 9**.

5.3 Métodos de evaluación de stock

ICCAT ha celebrado cuatro Jornadas de Trabajo para marlines (ICCAT, 1981, 1994, 1998, 2001) en los cuales se conjuntaron, revisaron o actualizaron los datos de evaluación pertinentes, sobre todo de aguja blanca y aguja azul. Sin embargo, en el curso de las dos últimas (en 1996 y 2000) sólo se llevó a cabo evaluación de aguja blanca que sirvieron de base para hacer recomendaciones a la Comisión en materia de ordenación. El resto de las tareas de evaluación llevadas a cabo históricamente en ICCAT han sido obra de científicos de forma individual (por ejemplo, Kikawa y Honma: SCRS/92/129; Conser y Beardsley: SCRS/78/39; Farber y Conser, 1981; Farber: SCRS/81/57, 1982; Conser, 1989; Farber y Jones: SCRS/92/129. Jones *et al.* (SCRS/96/104) facilitan un panorama global de los resultados alcanzados por los diferentes autores.

El Grupo de Trabajo observó que el asesoramiento en materia de ordenación resultante de anteriores evaluaciones de marlines se ha basado principalmente en biomasa agregada y aplicaciones del modelo de producción de no equilibrio a los datos de captura y esfuerzo. En esta reunión, el Grupo evaluó la posibilidad de usar otros modelos de evaluación. A este respecto se presentaron tres documentos a la reunión.

El SCRS/02/67 presentaba un modelo de producción excedente similar al modelo usado en ASPIC, si bien permitía el uso de información anterior sobre distribuciones probables, para limitar los valores de parámetro. El modelo incluía también parámetros de capturabilidad para cada serie de CPUE como incremento en la primera parte de la serie temporal, siguiendo bien un modelo logístico o un modelo de 2 líneas. El permitir el incremento de q al principio de la serie temporal, mejoraba el ajuste en el caso de alguna serie, pero el modelo tenía exceso de parámetros y la distribución posterior de los parámetros no está bien estimada. El modelo se ajustó a cada serie por separado y a todas las series también por separado. Los ajustes a las series de forma individual demostraron que algunas series de datos contenían información contradictoria sobre las tendencias en la abundancia.

El Grupo de Trabajo discutió sobre si era adecuado modelar q con una tendencia al incremento para una especie cuya captura era fortuita, o bien si q podría también descender con el tiempo.

El SCRS/02/68 ilustraba la aplicación de una extensión estado-espacio de un modelo de producción estructurado por edad a la aguja blanca del Atlántico. Se aplicó un enfoque estructurado por edad para incluir la posibilidad de que la vulnerabilidad de esta especie a varias pesquerías cambie con la edad. Se empleó una representación estado-espacio para facilitar la estimación del parámetro acomodando distribuciones previas bayesianas y cambios interanuales en parámetros tales como los coeficientes de capturabilidad. Los ensayos iniciales del modelo hechos por el SCRS en 2000 en un intento de duplicar los ensayos ASPIC y FISHLAB, indican que el parámetro de pendiente de la relación reproductor-recluta y la edad con un 50% de vulnerabilidad no pueden estimarse con fiabilidad. Esto implica que son necesarias distribuciones previas informativas para estos parámetros antes de examinar complejidades adicionales.

Se aplicó el modelo de producción estructurado por edad descrito en el SCRS/02/68 para incluir la posibilidad de que la vulnerabilidad de la aguja blanca a varias pesquerías cambie con la edad y para facilitar una estimación del parámetro acomodando distribuciones previas bayesianas y desviaciones aleatorias en la capturabilidad o la producción. Los ensayos iniciales del modelo hechos por el SCRS en 2000 en un intento de duplicar los ensayos ASPIC y FISHLAB, indican que el parámetro de pendiente de la relación reproductor-recluta, tasa de mortalidad natural y la edad con un 50% de vulnerabilidad no pueden estimarse con fiabilidad. El parámetro de pendiente en particular tiene una gran influencia sobre la percepción del modelo del nivel de mortalidad por pesca que es sostenible a

largo plazo. En consecuencia, el Grupo de Trabajo estableció distribuciones previas para estas cantidades tal como se describe en el **Apéndice E**.

El modelo requiere varias distribuciones previas, tales como pendiente, capturabilidad, etc. El Grupo discutió sobre varias formas de mejorar/obtener distribuciones previas de varios parámetros para la aguja blanca del Atlántico. Se sugirió sustituir el parámetro de crecimiento del marlín rayado en lugar del correspondiente al pez vela empleado en el documento. Otra sugerencia fue aprovechar el trabajo realizado por Myers *et al* (1999). En el curso de la reunión se establecieron una serie de distribuciones previas basadas en la información aportada por el Grupo de Trabajo (véase el **Apéndice E**).

El Grupo constató que en la próxima evaluación de stock sería necesario cambiar los modelos de dinámica de población agregados por modelos estructurados por edad. Sin embargo, esto se ve dificultado por la falta de información cuantitativa sobre edad y crecimiento de la aguja blanca atlántica. Por ello, el Grupo recomendó intensificar el estudio sobre edad y crecimiento de la especie.

El SCRS/02/75 examinaba varias alternativas y llevaba a cabo una simulación por ordenador para mostrar que la proporción de la biomasa del stock (B) en relación con su biomasa al nivel de rendimiento máximo sostenible (B_{ms}) puede deducirse razonablemente a partir de la proporción de un índice de tamaño del stock (I) en relación con dicho stock sin explotar ($I_{sin\ explotar}$). Las distribuciones resultantes de $I/I_{sin\ explotar}$ y B/B_{ms} permiten una predicción directa de la condición del stock en términos de B/B_{ms} partiendo de los índices de abundancia observados junto con intervalos de confianza adecuados sobre dichas estimaciones.

Se expresó cierta inquietud respecto a que el método aquí descrito se funda en la proporción del índice de tamaño del stock, ya que dicho índice suele contener un alto grado de incertidumbre, sobre todo en las etapas de desarrollo de una pesquería. En relación con esto se señaló que existe el peligro de confiar en el descenso del índice de abundancia, ya que en las etapas iniciales de la pesquería de palangre se observa a menudo un fuerte descenso en este índice, no conociéndose las causas de este descenso.

5.4 Caso de continuidad

Los datos disponibles sobre la aguja blanca, a pesar de una significativa mejora en las estimaciones de abundancia relativa conseguida en las dos última evaluaciones así como en la evaluación en curso, no son suficientes para llegar a hacer una estimación fiable de la condición del stock. Tras una amplia discusión y la falta de consenso respecto a alternativas mejores, el Grupo decidió definir un caso de continuidad con el mismo tratamiento de los datos de abundancia y el método usado en la última evaluación. El caso de continuidad seleccionado concuerda con la última evaluación: usa un índice de abundancia combinado y el programa ASPIC con el modelo Schaefer. El ASPIC se ajustó de acuerdo con criterios LMS, como en la anterior evaluación, y con limitaciones similares en los valores iniciales de los parámetros del modelo a las aplicadas en la última evaluación, incluyendo el supuesto que la biomasa inicial era igual a K y limitando el valor de K a menos de 50.000 t para evitar soluciones que sugieran un RMS muy escaso y probablemente carente de realismo.

Conviene observar que en la presente evaluación de la aguja blanca, así como en la efectuada en 2000 se aplicaron varias versiones diferentes de ASPIC. En 2000 se aplicó una versión beta que estaba disponible a finales de 1999. La versión de ASPIC aplicada en la presente evaluación era 3.91, 4.07, 4.35 y 4.41. El número más alto denota una liberación más tardía. La versión del catálogo ICCAT es 3.82. Tres versiones (4.07, 4.35 y 4.41) son beta y 3.91 es la última versión no beta. Las tres versiones beta ofrecían tres criterios de ajuste, que son: media de mínimos cuadrados (LMS), el menor valor absoluto (LAV) y la suma mínima de cuadrados (SSE). Sin embargo, el único criterio de ajuste disponible en la versión 3.91 era la suma mínima de cuadrados. La diferencia entre las tres versiones

beta es que en cada una de ellas se aplicaron diferentes algoritmos de búsqueda en la búsqueda de parámetro, aunque las tres usan la misma función objetiva, es decir, a iguales valores de parámetro, iguales datos e iguales criterios de ajuste; la función objetiva daría el mismo valor. Esto significa que, cuando se usan versiones beta, se puede llegar a la conclusión que el mejor ajuste se consigue cuando se obtiene un valor menor de la función objetiva, siempre que se usen los mismos datos y los mismos criterios de ajuste. En las dos anteriores evaluaciones de la aguja blanca, en 1996 y 2000, se observó que la biomasa de esta especie ha sido inferior a B_{ms} durante más de dos décadas, por lo que el stock ha sufrido sobrepesca durante muchos años. En la evaluación de 2000 se estimó que la biomasa, a finales de los 90, era aproximadamente el 15% de B_{ms} , y que la mortalidad por pesca iba en aumento, llegando a ser más de 5 veces superior a F_{rms} . Las estimaciones de RMS, de 2.200 t, hechas en 1996, se redujeron a 1.300 t en la evaluación de 2000. Los resultados de la nueva evaluación son similares a los obtenidos en 2000 (**Tabla 6, Figura 10**) y sugieren que el stock de todo el Atlántico en 2000 sigue experimentando sobrepesca.

Una vez finalizada la evaluación se llevaron a cabo tareas adicionales. Los nuevos resultados muestran que cuando se usó una versión ASPIC diferente (4.41) se obtuvieron diferentes estimaciones de parámetro y se halló un valor más bajo de función objetiva; pero el ajuste estaba en uno de los límites de espacio del parámetro establecido para la búsqueda. Este experimento reveló que los resultados convergentes del caso de continuidad obtenidos al realizar la evaluación con ASPIC 4.35 podrían estar en un mínimo local de la función objetiva. Sería oportuno seguir investigando sobre las diferencias existentes entre las versiones beta antes de llevar a cabo la próxima evaluación.

5.5 Incertidumbre de la evaluación

Los índices de abundancia relativa disponibles sugieren tendencias similares en la abundancia durante los últimos veinte años; sin embargo, este no es el caso en la primera etapa de la pesquería cuando las tendencias observadas en diferentes índices son en ocasiones también diferentes. En esa primera parte de la serie temporal, el índice del palangre japonés muestra un marcado aumento entre 1959 y 1962, y un marcado descenso entre 1962 y 1972. Si bien es posible que estos cambios estén relacionados con las grandes capturas de los palangreros entre 1962 y 1966, algunos participantes en el Grupo de Trabajo observaron que aumentos igualmente marcados seguidos de descensos también marcados, se han constatado en las etapas iniciales del desarrollo de otras pesquerías palangreras, y por tanto, podrían tener relación con cambios en la capturabilidad o abundancia local. El modelo de población usado en el caso de continuidad no proporciona una clara explicación de los primeros cambios en la abundancia representados por el índice combinado, ya que este índice refleja sobre todo los cambios antes mencionados en el índice del palangre japonés. Ello sugiere que, bien el modelo de producción de no equilibrio no es capaz de reflejar todos los cambios en la abundancia observados en el índice combinado, o bien el índice combinado no resulta fiable en la parte inicial de la serie temporal. Este hecho era ya evidente en anteriores evaluaciones de la aguja blanca y se hace patente si el índice de esfuerzo de pesca se calcula partiendo de la proporción de captura y CPUE combinada, y la evaluación se lleva a cabo bajo el supuesto de que el esfuerzo conocido no contiene error (**Apéndice F**).

El algoritmo de ASPIC se basa en un algoritmo de minimización para estimar los parámetros del modelo. Como se mencionaba más arriba, este algoritmo ha cambiado en diferentes versiones de ASPIC. Para que el algoritmo llegue a converger es necesario contar con valores iniciales adecuados y con datos informativos. El Grupo de Trabajo señaló que, durante la evaluación la convergencia dependía del tipo de algoritmo (diferente en cada una de las versiones ASPIC), el espacio del parámetro definido para la búsqueda y del conjunto de datos. Los datos usados en la reunión no facilitan mucha información y con frecuencia, el algoritmo no era capaz de facilitar una solución aceptable, convergiendo en uno de los límites establecidos para la búsqueda del espacio del parámetro. Algunas combinaciones para la búsqueda del espacio del parámetro y algoritmo, no llegan a converger en el caso de continuidad, incluso cuando los valores iniciales eran los considerados como soluciones para otros espacio de parámetro y combinación de algoritmo. Esta característica de los ajustes de

ASPIC a los datos del caso de continuidad es otra fuente de dudas en la evaluación, ya que no resulta obvia la conveniencia de seleccionar un algoritmo en particular, ni tampoco una determinada combinación de búsqueda de espacio de parámetro, con preferencia a otros. El Grupo de Trabajo aplicó un ajuste de ASPIC, versión 4.35, que no llegaba a ninguna de las limitaciones (RMS 100-10.000 t; K 1.000-50.000 t). El Grupo señaló otros requisitos adicionales en materia de investigación a realizar sobre las modificaciones de las diversas versiones de ASPIC y sobre otros métodos alternativos de evaluación, antes de llevar a cabo la próxima. Las dificultades de convergencia observadas con ASPIC no eran tan patentes con las formulaciones del otro modelo ajustadas a los datos.

Para evaluar la incertidumbre y la sensibilidad de la evaluación a los datos e incorporaciones al modelo, El Grupo de Trabajo consideró dos modelos alternativos (otras formulaciones ASPIC y otros modelos de dinámica de biomasa tales como los modelos bayesianos mencionados en el anterior apartado) y combinaciones de conjuntos de datos (índices combinados definidos con diferentes combinaciones y/o supuestos para índices individuales de pesquería). Si bien la gama de análisis de sensibilidad no estaba destinada a cuantificar los posibles sesgos, el Grupo los aplicó para obtener la calidad de la gama de incertidumbres en las estimaciones de la condición del stock. Además, para definir la incertidumbre se usaron también las estimaciones “bootstrap” (muestreo repetitivo) de los ensayos ASPIC y posteriores distribuciones de los métodos bayesianos.

El Grupo de Trabajo aplicó todos los métodos disponibles en el momento de la reunión para ajustar el índice combinado de CPUE definido como caso de continuidad. Se usaron diferentes tipos de modelos ASPIC, además del caso de continuidad ASPIC. Estos diferentes ensayos ASPIC incluían funciones Fox y funciones generalizadas de población, rutinas de ajuste LAV y LS y ensayos en los cuales la proporción inicial de biomasa se estimó en base a los datos. Los detalles de estos ensayos se encuentran en el **Apéndice G**. El modelo de producción bayesiano descrito en el SCRS/02/67 y el modelo de producción bayesiano estructurado por edad descrito en el SCRS/02/68, fueron también ajustados al índice de CPUE combinada del caso de continuidad. Los detalles de los resultados de estos ensayos se presentan en los **Apéndices H e I**, respectivamente. Se usó el programa FISHLAB para ajustar un modelo de producción Schaefer de no equilibrio, que es análogo al modelo ASPIC, si bien este se ajustó a los índices individuales usados para obtener el índice combinado de continuidad en lugar de hacerlo al índice combinado. Los detalles de estos ensayos se presentan en el **Apéndice J**. Se aplicaron otros dos métodos para evaluar los cambios en las tendencias de abundancia que se deducen de los índices de abundancia relativa, que eran el método presentado en el SCRS/02/75 y el método Hilborn (2001). Los detalles de los resultados de estos ajustes a la CPUE combinada del caso de continuidad se presentan en los **Apéndices K y L**. **L Tabla &** resumen las entradas básicas, los modelos usados y los resultados de los diversos ensayos de sensibilidad. Un cierto número de estos ensayos no llegaron a converger y por tanto se abandona la discusión al respecto.

Los ensayos de sensibilidad pueden agruparse en dos categorías:

- Los que usaban el índice combinado del caso de continuidad, pero con diferentes tipos de modelo y/o supuestos: Ensayos 2, 3, 16, 24, 27, 30 y 35.
- Los que usaban el mismo método (ajuste logístico ASPIC, en ocasiones con diferentes limitaciones o algoritmos de minimización) pero diferentes índices de abundancia: Ensayos 3, 5, 7, 8, 10, 11, 31, 32 y 34.

La incertidumbre en la evaluación de la condición del stock que sugerían estos ensayos, puede observarse examinando gráficos F/F_{ms} en comparación con B/B_{ms} y de rendimiento de sustitución en comparación con B/B_{ms} (**Figura 11**). La mayor parte de los ensayos están en el cuadrante donde la proporción de la biomasa es inferior a 1 y la proporción de la mortalidad de pesca es superior a 1, indicando que los stocks se encuentran en continuo estado de sobrepesca. La amplitud de los resultados es mayor en el grupo de ensayos que usaban diferentes índices de abundancia que en el

grupo que usaba el mismo índice con diferentes modelos, lo cual sugiere que el tipo de índice de abundancia produce una mayor incertidumbre que el tipo de modelo de población.

5.6 Ajustes retrospectivos

La experiencia en la evaluación de los marlines del Atlántico sugiere que existe un sesgo retrospectivo en los resultados de la evaluación. Con el fin de examinar la presencia de este sesgo se efectuaron ensayos con el modelo ASPIC, en la misma forma en que se hicieron en el modelo del caso de continuidad pero eliminando uno a uno los datos del último año. Se observa que la estimación de la mortalidad por pesca para 1995 se reduce a medida que se añaden años de datos al conjunto de datos (**Figura 12**), lo cual indica un posible efecto retrospectivo. El Grupo decidió llevar a cabo un ajuste *ad hoc* al análisis del caso de continuidad con el fin de resolver este problema. El ajuste consistió en lo siguiente:

- 1) Establecer para el período 1998 a 2000 valores de F iguales a la media aritmética de F del período 1995 a 1997.
- 2) Con los valores de F resultantes de la operación anterior y usando rendimientos obtenidos de observadores para 1998-2000 y las ecuaciones que describen la dinámica de la biomasa para el modelo ASPIC, calcular la biomasa inicial para el período 1998-2001.

La proporción estimada de la biomasa actual obtenida tras este ajuste era 0.22 y la proporción de la mortalidad por pesca actual estimada 5.05, resultando ambas estimaciones algo menos pesimistas a las del caso de continuidad (**Tablas 6, 7, Figura 12**). La estimación del RMS era, sin embargo, igual a la obtenida en el ensayo del caso de continuidad, alrededor de 960 toneladas. La versión ASPIC (4.07) y la proporción B_0K usada en los ajustes retrospectivos eran ligeramente diferentes a lo aplicado en el caso de continuidad, si bien el Grupo de Trabajo consideró que los resultados del ajuste eran adecuados para describir los esquemas retrospectivos.

5.7 Discusión de los resultados de la evaluación

Muchos de los resultados de sensibilidad caían dentro de la gama de incertidumbre estimada para la evaluación del caso de continuidad, aunque algunos presentaban perspectivas más optimistas de la condición del stock. La incertidumbre en las estimaciones de parámetros de población sigue siendo importante y no está bien cuantificada. La gama de incertidumbre presentada en el presente informe sigue siendo probablemente una subestimación de la incertidumbre real que existe en los indicadores biológicos para la aguja blanca.

El Grupo observó que con el fin de cuantificar adecuadamente y reducir esta incertidumbre es necesario introducir mejoras en el desarrollo de modelos sólidos de estimación de elementos de comprobación cuando los datos son limitados, hacer estimaciones de la captura histórica y de la reciente, de índices de abundancia y estudiar la biología de la aguja blanca. Estas mejoras requerirán un sustancial esfuerzo de investigación en cuanto a metodología, estimación del esfuerzo de pesca efectivo, validación de datos históricos y estudios biológicos sobre edad, crecimiento, reproducción y hábitat de la aguja blanca. Teniendo en cuenta las dificultades experimentadas con los modelos de producción, el Grupo de Trabajo señaló que otros métodos investigados en el curso de la reunión (bayesiano, estructurado por edad) y otros tipos de análisis (con datos de talla) merecen estudiarse con vista a su posible aplicación en futuras evaluaciones. Además, se pueden hacer simulaciones para determinar el efecto de errores generados por el uso de un modelo de población erróneo en la evaluación. Pero a la vista de la gama de resultados obtenidos en los ensayos de sensibilidad, el Grupo consideró que se debía dar prioridad a la investigación destinada a mejorar, bien los índices de abundancia, el conocimiento de la biología, o bien la edad según el sexo y la composición por tallas de las capturas de aguja blanca. Los dos últimos permitirían el uso de modelos estructurados por edad y/o talla más realistas, que podrían explicar mejor la evolución de los índices de abundancia estimados. Como alternativa se podrían usar modelos de producción bayesianos para estimar de forma más

explícita la incertidumbre de los elementos de comprobación para la ordenación y también permitirían el uso de información biológica en la ponderación de las estimaciones de los parámetros del modelo. El Grupo sugirió que el Grupo de Trabajo ICCAT sobre Metodología ayudase en la solución de algunas de las cuestiones de metodología identificadas en este informe.

6 Posibles respuestas a la Comisión: escenarios de recuperación de la aguja blanca

El ensayo ASPIC del caso de continuidad y muchos de los análisis de sensibilidad muestran que la población de aguja blanca está situada muy por debajo del nivel de biomasa que permitiría un rendimiento máximo sostenible. Pero no se llegó a un consenso respecto a que el caso de continuidad fuese realmente la mejor representación de la condición del stock. Se usó un modelo similar al caso de continuidad en la evaluación del año 2000, ya que no había una razón de peso para cambiar el caso de continuidad. Además, en opinión del Grupo de Trabajo, las incertidumbres sobre la condición del stock no estaban bien caracterizadas por las proyecciones que se habían podido hacer en la reunión. Finalmente, y debido a que sólo se tenían datos hasta finales de 2000, no fue posible evaluar los efectos de regulaciones que entraron en vigor en 2000 y 2001, lo cual afectaría a las trayectorias proyectadas. En consecuencia, el Grupo llegó a la conclusión que en el curso de la reunión no era posible llevar a cabo proyecciones completas destinadas a evaluar el potencial que para una recuperación ofrecían las últimas regulaciones recomendadas por ICCAT en favor del stock de aguja blanca. Sin embargo, el Grupo acordó efectuar proyecciones con la información y métodos disponibles en el momento de celebrarse la reunión. Los resultados de las proyecciones presentadas más abajo deberían tomarse tan sólo como una indicación global del potencial de recuperación del stock.

La primera tarea del Grupo de Trabajo en cuestión de proyecciones fue intentar convertir la reciente recomendación de la Comisión respecto a la aguja blanca [00-13] modificada por la [01-10], en valores de mortalidad por pesca y/o captura que serían tomados en cuenta en futuras evaluaciones. La Recomendación [00-13] modificada por la [01-10] requiere que los desembarques de 2001 y 2002 no superasen el 33% de la cifra más alta alcanzada en los desembarques de 1996 ó 1999 de las flotas de cerco y palangre. La evaluación se hizo hasta finales de 2000, por lo que los años 2001 y 2002 se consideraron años de proyección. Al no tener la seguridad de que la Recomendación de la Comisión estaría totalmente implementada en los años 2001 y 2002, se retuvieron dos opciones para estos años "muestra": una suponiendo niveles de captura iguales a los de 2000 (1.130 t) y otra suponiendo un cumplimiento del 100% de las recomendaciones [00-13] y [01-10], lo cual tendría como resultado una captura de 599 t.

Partiendo del año 2003, se evaluaron diferentes niveles de captura (TAC) o niveles de mortalidad por pesca, incluyendo aquellos que representaban el *status quo* (TAC=nivel de 2000=1.130 t, $F=F_{2000}$), nivel de total cumplimiento de las recomendaciones (TAC=[00-13] [01-10]=599 t, $F=F_{\text{nivel [00-13]*[01-10]}} = 0.53 F_{2000}$), mayores reducciones en la captura que las recomendadas por ICCAT (TAC=300, 200 y 100 t, $F=(0.53 F_{2000})/2$, $(0.53 F_{2000})/4$, F_{rms}) TACs o niveles de mortalidad por pesca destinados a que el stock alcance niveles de RMS en un período determinado, o bien aquellos destinados a conseguir la recuperación del stock lo antes posible (TAC= 0). Conviene observar que si bien todas las proyecciones basadas en TACs son independientes de la evaluación y del método de proyección, las que se basan en la mortalidad por pesca dependen de la estimación de la mortalidad por pesca para el año 2000 y/o la F_{rms} estimada.

Se hicieron tres tipos de proyecciones: ensayos deterministas usando resultados ASPIC, proyecciones basadas en las distribuciones posteriores de probabilidad del modelo bayesiano de producción excedente y ensayos usando los resultados del modelo ASPIC.

6.1 Proyecciones ASPIC

Las proyecciones deterministas ASPIC usaban los resultados de la evaluación del caso de continuidad, si bien la tasa de mortalidad por pesca de los tres últimos años se ajustó de acuerdo con el análisis retrospectivo, tal como se explica en la sección anterior (**Figura 10b**). El Grupo de Trabajo discutió sobre si la media de los valores de F en 1995-1997 era realmente la mejor estimación de los valores F de 1998 hasta finales de 2000. Algunos de los miembros del Grupo manifestaron inquietud por la naturaleza *ad hoc* del factor de ajuste. Además, la aparente sobreestimación de F de años recientes en el análisis retrospectivo depende de los datos y del modelo usado; no se trata de un resultado general para los modelos de producción excedente. Sin embargo, a efectos de estas proyecciones, el Grupo acordó usar este método para hacer un ajuste respecto al esquema retrospectivo observado en la evaluación.

Las proyecciones ASPIC (**Tabla 8**) mostraban un stock en continuo declive con todas las pautas TAC consideradas (*status quo* = 1.130 t, total cumplimiento = 599 t y el doble de la reducción de captura recomendada por ICCAT = 300 t). Algunas pautas basadas en la mortalidad por pesca permitían el crecimiento del stock, pero ninguna predecía la recuperación a niveles de B_{ms} antes de 30 años.

6.2 Proyecciones del modelo bayesiano de producción excedente

En el modelo bayesiano de producción excedente, los escenarios de captura incluían TACs de 0, 100 y 200 más el *status quo* (1.120 t) y el escenario de total cumplimiento (599 t). Para las estrategias de F constante, la tasa de captura (HR) se estableció basándose en los valores medios de HR en 2000 (0.26) tal como se estimó partiendo de los datos de caso de continuidad. Se efectuaron las siguientes proyecciones: *status quo* (HR=0.26), total cumplimiento (HR=0.14), el doble de la reducción recomendada (HR=0.07) y la mediana de HR_{ms} ($H_{ms} = 0.08$). Se hizo un ensayo de proyecciones del modelo bayesiano de producción excedente para los datos del caso de continuidad. Las trayectorias medianas eran similares a las trayectorias deterministas obtenidas con el modelo ASPM (véase más abajo) y más optimistas que las proyecciones deterministas de ASPIC. Con TACs de 300 t ó menos se podría llegar a la recuperación de la población en 30 años (**Tabla 9**).

Se hicieron también proyecciones adicionales para dos conjuntos de datos de sensibilidad con el modelo bayesiano de producción excedente: para el caso en el cual se usaron dos índices, uno de las pesquerías de recreo y otro de las comerciales (índice de sensibilidad c), y para la CPUE combinada establecida con la CPUE del hábitat del palangre japonés (índice de sensibilidad d). Con índices separados para las pesquerías comerciales y de recreo, los resultados eran muy similares a los del caso de continuidad. Cuando se usó el modelo de hábitat para la serie del palangre japonés, se estimó que la población era superior a B_{ms} en 2002, y ninguna trayectoria en las proyecciones señalaba un descenso, excepto la trayectoria HR_{ms} . En el **Apéndice H**, se presentan detalles de los resultados de estas proyecciones de sensibilidad.

6.3 Proyecciones ASPM

Con el modelo ASPM sólo se efectuaron proyecciones deterministas. Se establecieron los puntos iniciales de biomasa y mortalidad por pesca y los niveles futuros de captura o mortalidad por pesca en la misma forma que en las proyecciones del modelo bayesiano de producción. TACs de 300 t ó inferiores y mortalidades por pesca inferiores a las del caso de total cumplimiento, lograrían una lenta recuperación del stock hasta B_{ms} . Incluso si la captura se reduce a cero a partir del año 2003, el stock tardaría 15 años en alcanzar B_{ms} . Sin embargo, una reducción menos drástica de la captura o la mortalidad por pesca podría conducir al colapso del stock (**Figura 13**).

7 Perspectiva y efectos de las regulaciones en vigor

Este apartado trata sobre los efectos globales de las regulaciones actualmente en vigor sobre la condición del stock de aguja blanca. No trata acerca del cumplimiento de dichas regulaciones por parte de los diferentes países.

Recientemente, la Comisión recomendó que las pesquerías de cerco y de palangre limitasen los desembarques de aguja blanca al 33% del nivel alcanzado en 1996 ó 1999, el que sea más alto. El Grupo de Trabajo interpretó estas recomendaciones como una limitación máxima de 600 t para los desembarques del año 2002 y subsiguientes. Para ello, el Grupo se basó en las estimaciones de desembarques consideradas en la presente evaluación. Si bien las evaluaciones de la condición del stock no son muy seguras, las proyecciones indicaban que la recomendación tiene, a corto plazo, ciertas posibilidades de llegar a estabilizar la biomasa del stock a niveles cercanos a los actuales. Estas proyecciones indicaban asimismo que con niveles de captura más bajos, el potencial de incremento de biomasa del stock sería mayor.

La Recomendación [97-09] estipula “Reducir, comenzando en 1998, los desembarques de aguja azul y aguja blanca en, por lo menos, un 25% para cada especie en relación con los desembarques de 1996, debiendo alcanzarse tal reducción a finales de 1999”. A continuación se presentan las capturas (t) comunicadas (Tarea I) de aguja blanca (WHM) en todo el Atlántico en el período reciente, excluyendo las pesquerías artesanales a pequeña escala (que están exentas de la reducción):

	<i>Año de referencia: 1996</i>	<i>Límite de Desembarques (75% de 1996)</i>	<i>Desembarques de WHM comunicados (t)</i>		
			<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>
Total (t)	1231	923	1025	951	790

De acuerdo con estas cifras, la recomendación se ha cumplido. Sin embargo, teniendo en cuenta que el 2000 es el último año en los datos usados para evaluar el stock, es prematuro evaluar los efectos de estas reducciones en los desembarques sobre la biomasa del stock. La Recomendación [00-13], modificada posteriormente por la [01-10], establecía restricciones adicionales para la captura de aguja blanca. No se dispone todavía de datos que permitan evaluar si estas últimas restricciones han sido observadas, ni tampoco los efectos de las mismas sobre la biomasa del stock. La evaluación sólo será posible dentro de unos años.

8 Recomendaciones

8.1 Ordenación

Si bien el grado de incertidumbre acerca de la condición del stock y sobre el rendimiento de sustitución es importante, esta incertidumbre sólo podrá despejarse por medio de la investigación sobre los requisitos del hábitat de la aguja blanca, estudios sobre tasas de supervivencia tras el marcado y liberación, una nueva comprobación y validación de los datos históricos de la pesquería y el desarrollo de modelos de estimación de la abundancia y de evaluación del stock. El Grupo de Trabajo sugirió que la Comisión haga una importante inversión en estos campos de la investigación ya que el stock, si bien ha proporcionado durante los últimos 20 años unas capturas relativamente estables aunque con una CPUE en descenso, se vería beneficiado por una evaluación más precisa.

El Grupo de Trabajo sugirió que la Comisión tome medidas para asegurar que las reducciones de captura contempladas por ICCAT se cumplan y hacer un seguimiento del proceso con vistas a llevar a cabo en el futuro una evaluación adecuada de los beneficios obtenidos. El Grupo recomendó en

consecuencia proseguir la mejora de los programas de observadores para recabar mejores estimaciones de la captura y de los descartes de agujas blancas muertas. A falta de indicios respecto a la condición de la población como consecuencia de las medidas de ordenación más recientes (implementadas a mediados de 2001), si la Comisión desea mejorar el potencial de incremento del stock de aguja blanca, convendría reducir las capturas por debajo del nivel estipulado en sus últimas recomendaciones. Sin embargo, la Comisión debería tener en cuenta que una vez se hayan recabado datos de varios años sería conveniente contar con un asesoramiento más definitivo.

La Comisión debería considerar que la evaluación futura de medidas de ordenación relacionadas con la recuperación del stock de aguja blanca no resultará eficaz a menos de contar con nueva información cuantitativa acerca de la biología de la aguja blanca y con más años de datos. En consecuencia, el Grupo de Trabajo sugirió que la próxima evaluación de este stock no tenga lugar hasta el año 2005.

8.2 Investigación y estadísticas

El Grupo de Trabajo identificó temas de investigación y estadísticas relacionados con la evaluación de la aguja blanca que requieren la atención del SCRS. Muchos de estos temas se identificaron en documentos presentados en la reunión, en particular el SCRS/02/73. Los temas se enuncian a continuación y están clasificados según su relación con el seguimiento de datos básicos de pesquería, la estimación de índices de abundancia, la mejora de los parámetros biológicos o las metodologías de evaluación:

Seguimiento de las pesquerías

Se recomienda que los cambios en las estimaciones de la captura o desembarques adoptados por el Grupo de Trabajo sean considerados por los países y, si se considera oportuno, se facilite lo antes posible a la Secretaría de ICCAT un informe oficial sobre los cambios en la captura.

Los científicos venezolanos deberían intentar recabar información adicional sobre cambios en el arte que hayan tenido lugar en la pesquería deportiva y que puedan haber influenciado la eficacia de las operaciones de pesca.

Conviene fomentar la continuación y mejora de los programas de observadores que facilitan información sobre captura y talla de la aguja blanca, en particular cuando los datos procedentes de cuadernos de pesca o de informes sobre desembarques sean escasos o inexistentes.

Índices de abundancia

Los científicos venezolanos deberían intentar estandarizar la información sobre CPUE de la pesquería de Playa Verde.

Parámetros biológicos

Llevar a cabo una profunda investigación sobre la información acerca del marcado para determinar si servirían para estimar parámetros de crecimiento.

Métodos de evaluación

Invertir en la ciencia y en el seguimiento con vistas a la adopción de mejores modelos de estandarización (por ejemplo, modelo de hábitat) y evaluación (modelos de producción bayesianos y estructurados por edad) de la CPUE.

9 Otros asuntos

No se trataron otros asuntos.

10 Adopción del informe y clausura

La reunión fue clausurada. El informe fue adoptado por correspondencia.

Literatura citada*

- BEHRINGER, D.W., M. Ji, and A. Leetmaa. 1998. An improved coupled model for ENSO prediction and implications for ocean initialization. Part I: The ocean data assimilation system. *Mon. Wea. Rev.* 123: 1013-1021.
- CONSER, R.J. 1989. Assessing the status of Atlantic blue marlin and white marlin. *Marine Recreational Fisheries* 13: 153-164.
- DESYLVA, D. P. and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Bull. Mar. Sci.* 60(3): 668-697.
- FARBER, M. and C.D. Jones 1994. An exploratory stock-production model analysis of white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. *Coll. Vol. Sci. Pap. ICCAT.* 41: 572-587.
- HILBORN, R. 2001. Calculation of biomass trend, exploitation rate, and surplus production from survey and catch data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 579-584.
- HINTON, M.G., and H. Nakano. 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 the Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. IATTC* 21(4): 171-200.
- ICCAT 1981. Report of the ICCAT inter-sessional workshop on billfish. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.,* 16. 179 pp.
- ICCAT 1994. Report of the second ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.,* 41. 587 pp.
- ICCAT 1998 Report of the third ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.,* 47. 352 pp.
- ICCAT 2001. Report of the fourth ICCAT billfish workshop. *Int. Comm. Conser. Atl. Tunas, Madrid, Spain, Coll. Vol. Sci. Pap.,* 53. 375 pp.
- MYERS R.A., K.G. Bowen and N.J. Barrowman, 1999. Maximum reproductive rates of fish at low population sizes. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 2404-2419.
- PRAGER M.H., E.D. Prince and D.W. Lee. 1995. Empirical length and weight conversion equation: for blue marlin, white marlin and sailfish from the North Atlantic Ocean. *Bull. Mar. Sci.* 56(1): 201-210.

*Citas de literatura no incluida como documentos SCRS/xx/xx en la publicación ICCAT Colección de Documentos Científicos

Table 1a. Estimated catches (Task I landings and discards, t) of Atlantic white marlin by major area, gear and fleet.

Fleet		1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
TOTAL		19	160	161	112	313	830	2064	2614	3735	4906	3513	1427	2049	2272	2147	2266	2289	1868	1775	1761	1839	1150	975	
	AT.N	4	25	62	16	85	108	381	914	1694	2127	1798	588	692	1215	1055	1547	1208	1010	1222	1129	1052	501	428	
	AT.S	15	135	99	96	228	722	1683	1700	2041	2779	1714	838	1355	1054	1088	713	1072	849	538	616	767	624	522	
	UNCL											1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25	25	
AT.N	Landings	4	25	62	16	25	41	302	848	1620	2048	1711	497	594	1117	939	1440	1099	901	1107	1018	938	390	317	
	Other Surf.																								
	Sport					60	67	79	66	74	79	87	91	98	98	116	107	109	109	115	111	114	111	111	
	Unclass.																								
	Discards																								
	Longline																								
	Unclass.																								
AT.S	Landings	15	135	99	96	228	722	1683	1700	2041	2779	1714	838	1355	1054	1088	713	1072	849	538	616	742	621	520	
	Other Surf.																					25	3	2	
	Sport																						0	0	
	Unclass.																								
	Discards																								
	Longline																								
UNCL	Landings												1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25	
AT.N	Landings												1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25	
	BARBADOS																								
	BRASIL																								
	CANADA																								
	CANADA-JPN																								
	CHINA.PR																								
	CHINESE																								
	TAIPEI							1	4	3	2	32	47	58	135	104	178	244	135	252	125	142	44	79	
	CUBA								35	45	69	118	127	103	58	61	45	34	112	256	294	68	67	43	
	EC-ESPANA																								
	JAPAN	4	25	62	16	25	30	271	754	1493	1913	1417	174	273	451	419	915	339	328	381	404	540	80	27	
	KOREA									1	1	51	44	52	204	340	219	213	106	90	71	64	71	33	
	MEXICO																								
	NEI-1																								
	PANAMA																		10	48	14	10	17	20	8
	PHILIPPINES																								
	ST.VINCENT																								
	U.S.A					60	60	74	64	70	76	76	81	87	76	104	95	99	104	108	107	109	109	109	
	U.S.S.R												1	1	1		1	1	2		1				
	UK- BERMUDA																								
	VENEZUELA						18	35	57	82	66	104	114	118	290	27	94	268	175	121	117	112	110	129	
	Discards																								
	U.S.A																								
AT.S	Landings												3	14			20	100	57		2	2	2		
	ARGENTINA																								
	BELIZE.SH.OB																								
	BRASIL					60	34	17	17	17	17	9	21	24	54	17	33	18	32	32	68	275	175		
	CAMBODIA																								
	CHINA.PR																								
	CHINESE																								
	TAIPEI						5	10	3	2	29	134	327	448	508	260	469	464	285	382	377	119	198		
	COTE																								
	DIVOIRE																								
	CUBA						9	17	33	23	67	15	7	8	4	6	21	48	55	38	57	127			
	EC-ESPANA																								
	GABON																								
	GHANA																								
	HONDURAS- OB.SH																								
	JAPAN	15	135	99	96	228	662	1644	1664	2002	2718	1585	494	815	392	284	65	101	27	9	14	3	26	14	
	KOREA									2	7	58	125	157	177	230	341	332	165	139	109	220	111	5	
	NEI-1																								
	PANAMA																		16	75	22	16	59	31	1
	PHILIPPINES																								
	SAO TOME & PRINCIPE																								
	U.S.S.R										2	2	6	6	6	4	6	15	22	3	6		3	2	
	URUGUAY																								
	Discards																								
	U.S.A																								
UNCL	Landings												1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25	25
	EC-FRA.ESP																								
	HONDURAS- OB.SH																								
	KOREA																								

Table 1 continued.

<i>Fleet</i>		1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
TOTAL		1039	976	1280	1165	1839	1287	1833	1613	1552	1399	1810	1628	1582	1434	1517	1965	1579	1703	1088	1066	1020	839	27
	AT.N	482	521	789	670	1347	740	966	908	648	453	374	395	227	607	559	657	619	623	402	382	376	317	3
	AT.S	534	428	460	463	461	525	844	680	879	921	1409	1196	1343	817	946	1297	951	1073	676	676	636	515	23
	UNCL	23	27	31	32	31	22	23	25	25	25	27	37	11	10	12	11	9	7	10	9	8	7	
AT.N	Landings	370	403	671	548	1196	570	788	812	433	167	234	251	105	466	436	528	451	514	316	333	298	251	3
	Other Surf.									24				4	3	4	12	5	2	3	13	18		0
	Sport	111	112	111	110	146	153	149	35	99	76	22	23	11	18	24	30	20	15	3	3	2		0
	Unclass.	1	6	7	12	5	17	29	61	54	126	11	40	17	32	30	45	43	28	46				25
	Discards									62	60	107	81	90	88	66	42	100	64	33	31	57	41	
	Unclass.																				1		0	
AT.S	Landings	530	419	340	442	308	471	825	654	870	832	1333	1152	1320	803	923	1295	945	660	589	552	625	506	
	Other Surf.	4	9	120	21	153	54	15	22	9	89	68	31	17	14	22	1	2	3	5	8	11	9	23
	Sport			0	0			0	0			0	4	0	0	0	0	4	410	0				
	Unclass.						4	4				8	9	6							45	115		
	Discards																			0	37	1	0	
UNCL	Landings																				3			
	Other Surf.	23	27	31	32	31	22	23	25	25	27	37	11	10	12	11	9	7	7	7	9	8	7	
AT.N	Landings										117	11	39	17	24	29	26	43	15	41	33	25	25	
	BARBADOS																							1
	BRASIL																							
	CANADA																4	4	8	8	8	0	5	3
	CANADA-JPN									1														
	CHINA.PR																6	7	6	7	10	20	1	
	CHINESE TAIPEI	62	105	174	134	203	96	128	319	153		4	85	13	92	123	270	181	146	62	105	80	76	
	CUBA	68	70	189	205	728	241	296	225	30	13	21	14											
	EC-ESPANA						9	14			61	12	4	8	18	15	25	10	75	71	65	88	118	
	JAPAN	42	99	118	84	27	52	45	56	60	68	73	34	45	180	33	41	31	80	29	39	27	18	
	KOREA	16	18	49	12	6	18	147	37	2	2	82	39	1	9	4	23	3	7	2				
	MEXICO															2	8	8		5	6	11	18	
	NEI-1															46	50	50	50	50				
	PANAMA	1																						
	PHILIPPINES																				0	4		
	ST.VINCENT														0	1	0							
	U.S.A	110	116	117	122	148	168	181	119	185	89	16	19	5	8	13	13	9	7	2	2	1	0	
	U.S.S.R																							
	UK-BERMUDA					1	1		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0
	VENEZUELA	183	113	142	113	234	155	155	151	154	42	47	79	47	187	226	148	171	164	90	80	61	13	
AT.S	Discards									62	60	107	81	90	88	66	42	100	64	33	32	57	41	
	U.S.A								4	4		8	9	6										
	ARGENTINA																							
	BELIZE.SH.OB																	0			1		1	0
	BRASIL	133	58	100	76	81	61	87	143	93	149	204	205	377	211	301	91	105	75	105	217	158	60	
	CAMBODIA																							1
	CHINA.PR																3	4	3	4	5	10	1	
	CHINESE TAIPEI	155	145	136	227	87	124	172	196	613	565	979	810	790	506	493	1080	726	420	379	401	385	361	
	COTE D'IVOIRE																			1	2	1	5	1
	CUBA	205	212	116	45	112	153	216	192	62	24	22	6	10	10									3
	EC-ESPANA									1	1	0	9	4	8	0	18	32	3	4	45	68		
	GABON															0		406						
	GHANA		6	45	21	142	54	15	22	6	88	68	31	17	14	22	1	2	1	3	7	6	8	21
	HONDURAS-OB.SH																		0		0	0		
	JAPAN	15	7	25	27	17	24	81	73	74	76	73	92	77	68	49	51	26	32	29	17	17	15	
	KOREA	24		36	57	9	44	225	34	25	17	53	42	56	1	4	20	20	52	18			0	
	NEI-1															68	50	50	50	50				
	PANAMA	2																						
	PHILIPPINES																					1	8	
	SAO TOME & PRINCIPE																				45			
	U.S.S.R			1																				
	URUGUAY			1	10	13	65	44	16	6	1	1	1	1	3							22		
UNCL	Discards																		0	37	1	0		
	U.S.A																							
UNCL	Landings	23	27	31	32	31	22	23	25	25	27	37	11	10	12	11	9	7	7	9	8	7		
	EC-FRA.ESP																							
	HONDURAS-OB.SH																				0			
	KOREA																				3			

2001 estimates are preliminary and are incomplete.

Table 1b. Estimated catches (landings and discards, t) of Atlantic white marlin by gear.

Data Type	Area	Gear	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Discards	Total																								
Landings	AT.N	GILL																							
		HARP																							
		LL	4	25	62	16	25	41	302	848	1620	2048	1711	497	594	1117	939	1440	1099	901	1107	1018	938	390	317
		SPOR					60	67	79	66	74	79	87	91	98	98	116	107	109	109	115	111	114	111	111
		TLIN																							
		UNCL																							
	AT.N	Total	4	25	62	16	85	108	381	914	1694	2127	1798	588	692	1215	1055	1547	1208	1010	1222	1129	1052	501	428
	AT.S	GILL																							
		LL	15	135	99	96	228	722	1683	1700	2041	2779	1714	838	1355	1054	1088	713	1072	849	538	616	742	621	520
		S.UN																							
		SPOR																							
		UNCL																							
	AT.S	Total	15	135	99	96	228	722	1683	1700	2041	2779	1714	838	1355	1054	1088	713	1072	849	538	616	767	624	522
	Total	UNCL																							
		LL												1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25
		PS												1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25
	UNCL	Total												2	2	4	7	10	15	18	18	31	36	45	50
Grand Total			19	160	161	112	313	830	2064	2614	3735	4906	3513	1427	2049	2272	2147	2266	2289	1868	1775	1761	1839	1150	975

Data Type	Area	Gear	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Discards	AT.N	LL									62	60	107	81	90	88	66	42	100	64	33	31	57	41	
		UNCL																				1	0		
	AT.N	Total									62	60	107	81	90	88	66	42	100	64	33	32	57	41	
	AT.S	LL																		0	37	1	0		
	AT.S	Total																		0	37	1	0		
Landings	AT.N	GILL											24			4	3	4	12	5	2	3	13	18	
		HARP																					0		
		LL	370	403	671	548	1196	570	788	812	433	167	234	251	105	466	436	528	451	514	316	333	298	251	3
		SPOR	111	112	111	110	146	153	149	35	99	76	22	23	11	18	24	30	20	15	3	3	2	0	0
		TLIN																							
		UNCL	1	6	7	12	5	17	29	61	54	126	11	40	17	32	30	45	43	28	46				25
	AT.N	Total	482	521	789	670	1347	740	966	908	586	393	267	314	137	519	493	615	519	559	368	350	319	276	3
	AT.S	GILL																							
		LL	530	419	340	442	308	471	825	654	870	832	1333	1152	1320	803	923	1295	945	660	589	552	625	506	
		S.UN																							
		SPOR	4	3	75	0	0	11	0	22	9	1													
		UNCL							0	0			0	4	0	0	0	0	4	410	0				
	AT.S	Total	534	428	460	463	461	525	844	680	879	921	1409	1196	1343	817	946	1297	951	1073	639	675	636	515	23
	Total	UNCL																			3				
		LL	23	27	31	32	31	22	23	25	25	25	27	37	11	10	12	11	9	7	7	9	8	7	
	UNCL	Total	23	27	31	32	31	22	23	25	25	27	37	11	10	12	11	9	7	10	9	8	7		
Grand Total			1039	976	1280	1165	1839	1287	1833	1613	1552	1399	1810	1628	1582	1434	1517	1965	1579	1703	1088	1066	1020	839	27

Table 1c. Estimated catches (landings and discards, t) of unclassified billfish (in some countries this could include swordfish) by major area, gear and fleet.

	Fleet	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
TOTAL	BIL	116		21	161	157	138	252	178	127	47	49	64	82	178	135	141	149	171	15	712	106
	AT.N			21	161	136	138	252	178	127	47	27	38	2	9	14	18	32	101	15	83	
	AT.S	116				21					0	22	26	80	169	121	123	117	70		286	
	UNCL																				343	106
Landings	AT.N	Longline			21	32	56	70	153	103	19	28	7		2	9	13	16	28	100	14	75
		Other Surf.					0		5	1	5	1										
		Sport					1												3	1		4
		Unclass.				129	78	68	94	74	103	18	20	38		1	2	1			1	
	AT.S	Longline									0	22	26	50	52	1	3	117	70			230
		Other Surf.						21														56
		Unclass.			116										30	117	120	120				
Landings	UNCL	Longline																				343
		BRASIL-ESP.																				
	AT.N	CUBA																				28
		EC-ESPANA									12	0			1	13	16	28		57	1	
		EC-PORTUGAL							5	1	5	1								15	13	70
		LIBERIA				129	78	68	94	74	103	18	20	38								
		MALTA															1	1	1			
		MEXICO													2	8						3
		ST.LUCIA																				4
		ST.VINCENT																1				1
		TRINIDAD & TOBAGO			21	32	4	70	153	74	19	16	7									
		U.S.A					49															
		UK-BERMUDA																	3	1		
		VENEZUELA-FOR					5			29												
	AT.S	BRASIL					21															226
		EC-ESPANA									0	21	26	50	46		1	67	70			
		EC-FRA.ESP																				56
		EC-PORTUGAL																				5
		GABON			116										3	5						
		LIBERIA													27	112	120	120				
		URUGUAY											1		6	1	2	50				
	UNCL	ST.VINCENT																				343

Table 2. White marlin catch (landings and discards, t) for countries for which the Task I catches and the catches used in the 2002 assessment differ. Shading indicates variations from Task 1 estimates. Footnotes specify the origin of revisions.

Fleet	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978		
AT.N	Landings																								
JAPAN	4	25	62	16	25	30	271	754	1493	1913	1417	174	273	451	419	915	339	328	381	404	540	80	27		
NEI-1																									
PHILIPPINES																									
U.S.A.					65	64	79	68	75	81	81	87	93	81	111	101	106	111	116	114	116	109	109		
VENEZUELA						18	35	57	82	66	104	114	118	290	27	94	268	175	121	117	112	110	129		
EC-FRA.ESP																									
AT.S	Landings																								
GABON																									
JAPAN	15	135	99	96	228	662	1644	1664	2002	2718	1585	494	815	392	284	65	101	27	9	14	3	26	14		
NEI-1																									
EC-FRA.ESP																									
EC-FRA.ESP											1	1	2	3	4	6	9	9	15	16	20	25	25		
TOTAL	19	160	161	112	318	834	2069	2618	3740	4911	3518	1433	2055	2277	2154	2272	2296	1875	1783	1768	1846	1150	975		
Fleet	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000			
AT.N	Landings																								
JAPAN	42	99	118	84	27	52	45	56	60	68	73	34	45	180	33	36.4	26	78.6	27.2	33.9	25.4	71.6	a		
NEI-1															46	50	50	50	50	50	50	50	50	b	
PHILIPPINES																					0.188	4	4	c	
U.S.A.	109	109	87.9	47.9	80.1	60	35.3	31.3	34	27.7	11.5	16.1	13	12.1	20.8	12	7.9	10	8.8	5.8	5.8	1.5	d		
VENEZUELA	183	113	142	113	234	155	155	151	154	42	47	79	47.382	186.84	226.4	147.91	171.31	163.64	90.08	79.715	60.935	60.935	e		
EC-FRA.ESP													22.59	12.71	24.84	32.09	35.83	28.25	26.52	29.63	31.63	32.29	f		
AT.S	Landings																								
GABON															0.45			0						g	
JAPAN	15	7	25	27	17	24	81	73	74	76	73	92	77	68	49	60.2	31.2	38.3	32.6	16.4	15.7	12.8	a		
NEI-1															68	50	50	50	50	50	50	50	50	b	
EC-FRA.ESP															113.33	113.00	118.68	111.14	124.64	127.31	73.24	50.85	53.83	54.94	f
AT. unclass.																									
EC-FRA.ESP	23	27	31	32	31	22	23	25	25	25	27	37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	f	
TOTAL	1038	969	1251	1091	1771	1179	1688	1526	1401	1338	1806	1625	1714.5	1554	1656.3	2100.7	1729.4	1453.7	1189.3	1235.8	1199	1130			

^a Updated estimates for Japan catch north and south after revision of white marlin (paper circulated in Working group, May 2002).

^b Working Group agreed to carryover 1994 NEI catch to 2000.

^c Working Group agreed to carry over 1999 Philippines catch to 2000.

^d Estimates for U.S.A updated with changes to recreational catch (P. Goodyear SCRS/02/74).

^e Working Group agreed to carry over 1999 Venezuela catch to 2000 because 2000 data were incomplete (suggested by J. Alio).

^f For 1991-2000 the EC-France purse seine, area unclassified catch was split into north and south Atlantic catches (suggested by D. Garnier).

^g Gabon catch of 406 t removed by the Working Group because it probably consists of a mixture of various billfish species, including swordfish.

Table 3. Standardized CPUE series used to calculate the combined CPUE used in the continuity scenario.

Year	Japan Pelagic Longline Hooks	Chinese Taipei EEZ treated as new area	Chinese Taipei late EEZ treated as new area	Venezuela Sport fishery Standard CPUE	Venezuela Pelagic LL Standard CPUE	US Sport fishery standard CPUE	US Pelagic Longline Standard CPUE	Combined CPUE continuity case
1959	0.197							0.246
1960	0.776							0.969
1961	2.715			1.745				3.397
1962	14.177			2.136				17.649
1963	10.683			1.328				13.328
1964	10.098			1.916				12.598
1965	11.605			1.542				14.482
1966	11.918			1.547				14.809
1967	7.261			1.340				8.925
1968	6.196	2.502		1.342				5.941
1969	5.938	2.860		0.984				5.314
1970	4.204	2.483		0.855				3.958
1971	3.294	2.673		4.495				3.805
1972	4.936	5.050		2.320				5.997
1973	1.644	2.991		3.846				2.899
1974	1.595	3.395		1.253		2.746		3.058
1975	1.378	3.000		1.799		3.217		2.637
1976	1.534			2.508		2.754		2.077
1977	1.973			1.423		2.155		2.403
1978	3.929			0.901		2.563		3.226
1979	2.960			1.372		3.622		3.830
1980	2.158	2.202		2.469		3.965		2.940
1981	1.764	2.109		2.744		2.990		2.501
1982	1.595	1.902		2.932		1.752		2.145
1983	1.556	2.712		1.659		2.089		2.827
1984	1.396	1.516		1.454		1.879		1.828
1985	1.236	1.589		1.649		1.833		1.794
1986	1.273	1.724		0.806		1.044	2.718	1.920
1987	1.288	2.769		0.947		1.052	1.193	2.650
1988	1.080			0.949		1.143	0.992	1.318
1989	1.385			0.731		0.793	1.237	1.614
1990	1.012					0.840	1.029	1.251

Year	Japan Pelagic Longline Hooks	Chinese Taipei EEZ treated as new area	Chinese Taipei late EEZ treated as new area	Venezuela Sport fishery Standard CPUE	Venezuela Pelagic LL Standard CPUE	US Sport fishery standard CPUE	US Pelagic Longline Standard CPUE	Combined CPUE continuity case
1991	1.028				0.795	0.961	0.978	1.197
1992	0.946				0.651	0.770	1.189	1.050
1993	0.922		1.049		0.832	0.761	0.993	1.105
1994	0.750		1.217		1.178	1.133	0.817	1.298
1995	0.609		1.446		1.804	1.010	0.715	1.512
1996	0.469		1.029		0.905	0.973	0.619	0.996
1997			0.563		1.571	1.024	0.578	0.736
1998			0.673		0.731	1.330	0.718	0.762
1999			1.023		1.097	0.793	0.803	1.118
2000					0.437	0.540	0.420	0.521

Table 4. Weighting factors (catch, t) used in the estimation of the continuity case combined CPUE, sum of catch of fleets used for developing the CPUE combined index and total catch (t) used in the assessments.

Year	Japan Pelagic Longline Hooks	Chinese Taipei EEZ treated as new area	Chinese Taipei late EEZ treated as new area	Vza Sport fishery Standard CPUE	Vza Pelagic Longline Standard CPUE	US Sport fishery standard CPUE	US Pelagic Longline Standard CPUE	Catch (t) of index fleets	Total Catch (t) white marlin
1959	1.000							112	112
1960	1.000							253	318
1961	0.990			0.010				699	834
1962	0.997			0.003				1920	2069
1963	0.999			0.001				2420	2618
1964	0.999			0.001				3499	3740
1965	0.999			0.001				4634	4911
1966	0.996			0.004				3013	3518
1967	0.985			0.015				678	1433
1968	0.728	0.258		0.015				1495	2055
1969	0.586	0.405		0.008				1438	2277
1970	0.530	0.461		0.009				1327	2154
1971	0.686	0.307		0.007				1428	2272
1972	0.380	0.616		0.004				1158	2296
1973	0.331	0.559		0.007		0.104		1072	1875
1974	0.372	0.513		0.004		0.111		1047	1783
1975	0.400	0.486		0.005		0.109		1044	1768
1976	0.821			0.003		0.175		661	1846
1977	0.488			0.009		0.502		217	1150
1978	0.270			0.013		0.717		152	975
1979	0.337			0.018		0.645		169	1038
1980	0.227	0.535		0.004		0.233		467	969
1981	0.264	0.573		0.000		0.163		541	1251
1982	0.213	0.693		0.002		0.092		521	1091
1983	0.105	0.694		0.010		0.191		418	1771
1984	0.209	0.606		0.019		0.165		363	1179
1985	0.269	0.641		0.015		0.075		468	1688
1986	0.183	0.730		0.004		0.044	0.038	705	1526
1987	0.129	0.736		0.006		0.033	0.097	1041	1401
1988	0.593			0.012		0.115	0.280	243	1338
1989	0.541			0.019		0.044	0.396	270	1806
1990	0.563					0.071	0.366	224	1625
1991	0.464				0.144	0.049	0.342	263	1715
1992	0.474				0.335	0.023	0.168	523	1554
1993	0.082		0.617		0.213	0.021	0.066	998	1656
1994	0.060		0.833		0.073	0.007	0.027	1620	2101
1995	0.047		0.738		0.127	0.007	0.081	1228	1729
1996	0.129		0.623		0.167	0.011	0.070	908	1454
1997			0.733		0.136	0.015	0.116	602	1189
1998			0.828		0.110	0.010	0.052	611	1236
1999			0.814		0.075	0.011	0.100	571	1199
2000					0.500	0.023	0.477	86	1130

Table 5 Relative abundance (CPUE) indices used in sensitivity runs. a) combined unweighted, b) combined considering Taipei index is a single index, c) separate combined indices for recreational fisheries and commercial fisheries (weights, t also shown), d) combined incorporating Japanese habitat longline index, e) combined disregarding the Japanese longline data prior to 1964, f) combined incorporating Chinese Taipei without EEZ data, and g) combined incorporating Venezuelan recreational index corrected by assumed changed in fishing power.

	a	b	c		d	e	f	g		
			Commercial index	Recreational index					weight	weight
1959	0.26	0.22	0.20	112	0.13		0.23	0.24		
1960	1.03	0.87	0.80	253	0.43		0.90	0.96		
1961	3.75	3.04	2.79	692	5.04	7	1.79	3.14	3.39	
1962	9.49	15.80	14.57	1915	6.17	5	8.64	5.00	16.30	17.54
1963	6.50	11.93	10.98	2418	3.84	2	6.56	3.11	12.31	13.24
1964	7.59	11.28	10.38	3495	5.54	4	5.94	12.63	11.64	12.51
1965	7.30	12.96	11.92	4631	4.46	3	6.81	14.52	13.38	14.38
1966	7.41	13.25	12.25	3002	4.47	11	7.33	14.84	13.68	14.72
1967	6.33	7.98	7.46	668	3.87	10	1.25	8.95	8.24	8.90
1968	4.29	5.12	4.88	1473	3.88	22	1.48	5.95	5.82	5.92
1969	3.98	4.48	4.32	1426	2.84	12	1.46	5.33	5.12	5.28
1970	3.23	3.31	3.21	1315	2.47	12	3.33	3.97	3.63	3.93
1971	5.31	3.26	3.07	1418	12.99	10	3.11	3.81	3.56	3.78
1972	6.03	4.91	4.80	1153	6.71	5	5.06	6.01	7.15	5.95
1973	3.90	2.39	2.29	954	6.70	118	2.37	2.91	2.44	2.88
1974	3.23	2.53	2.38	927	8.24	120	2.81	3.06	2.77	3.03
1975	3.22	2.19	2.04	925	7.49	119	2.08	2.64	2.16	2.62
1976	3.34	1.85	1.58	543	6.52	118	2.08	2.08	1.91	2.06
1977	2.77	2.13	2.03	106	5.07	111	2.24	2.41	2.19	2.38
1978	3.17	2.85	4.04	41	5.97	111	2.92	3.23	2.92	3.20
1979	3.73	3.39	3.04	57	8.39	112	3.45	3.84	3.48	3.80
1980	3.80	2.42	2.08	356	9.33	111	2.60	2.95	2.77	2.91
1981	3.42	2.05	1.90	453	7.07	88	2.12	2.51	2.39	2.48
1982	2.89	1.73	1.72	472	4.20	49	1.80	2.15	2.00	2.13
1983	2.84	2.28	2.36	334	4.93	84	2.32	2.83	2.27	2.80
1984	2.25	1.49	1.41	296	4.42	67	1.53	1.83	1.55	1.81
1985	2.27	1.46	1.40	426	4.40	42	1.60	1.80	1.51	1.77
1986	1.94	1.56	1.57	671	2.46	34	1.60	1.92	1.74	1.90
1987	1.88	2.17	2.18	1001	2.52	40	2.24	2.66	2.33	2.62
1988	1.50	1.25	1.09	212	2.71	31	1.50	1.32	1.21	1.30
1989	1.44	1.56	1.38	253	1.94	17	1.90	1.62	1.48	1.59
1990	1.19	1.20	1.06	208	1.99	16	1.49	1.25	1.15	1.24
1991	1.11	1.21	1.00	250	2.27	13	1.71	1.20	1.10	1.19
1992	1.03	1.10	0.87	511	1.82	12	1.44	1.05	0.96	1.04
1993	1.05	1.62	0.92	977	1.80	21	1.72	1.11	0.96	1.09
1994	1.16	2.06	1.08	1609	2.68	12	2.10	1.30	1.45	1.29
1995	1.19	2.33	1.26	1220	2.39	8	2.40	1.52	1.33	1.50
1996	0.89	1.44	0.83	899	2.30	10	1.56	1.00	0.95	0.99
1997	0.98	1.14	0.61	593	2.42	9	1.16	0.74	0.66	0.73
1998	0.95	1.23	0.63	605	3.15	6	1.23	0.76	0.71	0.76
1999	1.06	1.78	0.93	565	1.88	6	1.79	1.12	0.91	1.11
2000	0.55	0.62	0.43	84	1.28	2	0.72	0.52	0.47	0.52

Table 6. Continuity case results, ASPIC fit (Least Median Square optimisation, Schaefer model) to the combined continuity CPUE.

Parameter	Bias-								
	corrected estimate	Ordinary estimate	Relative bias	Approx 80% lower CL	Approx 80% upper CL	Approx 50% lower CL	Approx 50% upper CL	Inter-quartile range	Relative IQ range
B1/K	1.00E+00	0.00E+00	0.00%	1.00E+00	1.00E+00	1.00E+00	1.00E+00	0.00E+00	0
K	4.48E+04	-2.37E+03	-5.29%	4.17E+04	4.89E+04	4.45E+04	4.77E+04	3.27E+03	0.073
q(1)	1.37E-04	9.00E-06	6.58%	1.16E-04	1.70E-04	1.26E-04	1.49E-04	2.31E-05	0.169
MSY	9.64E+02	8.00E+01	8.30%	8.49E+02	1.07E+03	8.79E+02	9.81E+02	1.02E+02	0.106
Ye(2001)	2.22E+02	8.14E+01	36.58%	1.01E+02	4.16E+02	1.56E+02	2.79E+02	1.23E+02	0.554
Y.@Fmsy	1.19E+02	6.66E+01	56.17%	5.58E+01	2.52E+02	8.45E+01	1.55E+02	7.00E+01	0.591
Bmsy	2.24E+04	-1.19E+03	-5.29%	2.09E+04	2.44E+04	2.22E+04	2.39E+04	1.64E+03	0.073
Fmsy	4.30E-02	7.49E-03	17.43%	3.49E-02	5.05E-02	3.69E-02	4.39E-02	7.07E-03	0.164
fmsy(1)	3.14E+02	3.14E+01	9.98%	2.38E+02	3.41E+02	2.65E+02	3.20E+02	5.49E+01	0.175
B./Bmsy	1.23E-01	4.31E-02	35.04%	6.00E-02	2.51E-01	9.10E-02	1.65E-01	7.36E-02	0.599
F./Fmsy	8.28E+00	1.94E+00	23.44%	4.51E+00	1.58E+01	6.67E+00	1.12E+01	4.48E+00	0.541
Ye./MSY	2.31E-01	4.89E-02	21.20%	1.16E-01	4.39E-01	1.74E-01	3.02E-01	1.28E-01	0.557

Table 7. Summary of assessment runs, inputs and reference points.

Run	Author	Data Input ¹	Production Model	Software	Fit Criterion ²	B ₁ /K	B ₂₀₀₀ /B _{msy}	F ₂₀₀₀ /F _{msy}	MSY (t)	Repla. Yield	Comments
Continuity	Scott	Base	Schaefer	ASPIC	LMS	1	0.12	8.28	964	118.5	Analogous to 2000 continuity case
2	Scott	Continuity	Fox	ASPIC	LMS	Est.	0.59	3.65	505	454	
3	Scott	a)	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.30	7.70	460	234	
4	Scott	a)	Fox	ASPIC	LMS	Est.	0.30	5.03	695	459	
5	Scott	d)	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.99	11.00	102	102	
6	Scott	d)	Fox	ASPIC	LMS	Est.	1.92	1.52	382	252	
7	Chang	b)	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.30	3.75	959	491	
8	Chang	f)	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.29	11.34	323	160	
9	Takeuchi	Continuity	Generalized	ASPIC	LAV	1	0.76	1.31	1117	1112	Convergence suspect
10	Uozumi	d) but for 1962-2000	Schaefer	ASPIC	LS	1	0.37	2.20	1320		
11	Uozumi	d) but for 1962-2000	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	0.83	1.50	958		
12	Uozumi	Continuity	Generalized	ASPIC	LS	1	0.65	652.00	3		Convergence suspect
13	Uozumi	Continuity	Generalized	ASPIC	LS	Est.	0.17	3.70	1784		
14	Uozumi	Continuity but for 1962-2000	Generalized	ASPIC	LS	1	1.10	0.80	1278		
15	Uozumi	Continuity but for 1962-2000	Generalized	ASPIC	LS	Est.	1.10	0.80	1277		
16	Gaertner	Continuity	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	0.13	2.55	2413	602	Assumes errors are on catch, effort is known
17	Die	indices by fleet	Schaefer	FISHLAB	LS	1	0.28		865		
18	Goodyear	Continuity	Model-free	SCRS/02/75	Simulation.	NA	0.10				
19	Goodyear	a)	Model-free	SCRS/02/75	Simulation	NA	0.21				
20	Goodyear	b)	Model-free	SCRS/02/75	Simulation.	NA	0.17				
21	Goodyear	d)	Model-free	SCRS/02/75	Simulation	NA	0.34				
22	Goodyear	f)	Model-free	SCRS/02/75	Simulation.	NA	0.10				
23	Goodyear	g)	Model-free	SCRS/02/75	Simulation	NA	0.10				
24	Babcock	Continuity	Schaefer	SCRS/02/67	Bayesian	1	0.25	5.83	1255	578	
25	Babcock	c)	Schaefer	SCRS/02/67	Bayesian	1	0.28	4.22	1111	566	
26	Babcock	d)	Schaefer	SCRS/02/67	Bayesian	1	1.89	0.14	6501	1264	
27	Porch	Continuity	ASPM	SCRS/02/68	Bayesian	Est.	0.38	4.31	716		
28	Porch	c)	ASPM	SCRS/02/68	Bayesian	Est.	0.32	4.43	828		
29	Porch	d)	ASPM	SCRS/02/68	Bayesian	Est.	4.52	0.33	860		Convergence suspect
30	Yokawa	Continuity	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	0.12	8.46	973		
31	Yokawa	(JLL split 2 series)	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	0.29	10.30	356		
32	Yokawa	Only JLL Habitat	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	1.76	0.23	558		
33	Yokawa	Only JLL GLM	Schaefer	ASPIC	LS	Est.	N/A	N/A	243		
34	Uozumi	Continuity but for 1965-2000	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.47	12.12	188	135	
35	Takeuchi	Continuity	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.38	8.52	322	200	Wide bounds on K
36	Scott	Continuity	Schaefer	ASPIC	LMS	Est.	0.22	5.05	964	371	Retro-adjusted Run 1

¹ Description of combined CPUE indices: (a) combined unweighted, (b) combined considering Taipei index is a single index, (c) separate combined indices for recreational fisheries and commercial fisheries (weights, t also shown), (d) combined incorporating Japanese habitat longline index, (f) combined incorporating Chinese Taipei without EEZ data, and (g) combined incorporating Venezuelan recreational index corrected by assumed changed in fishing power.

² Description of fit criterion: LMS Least Mean Squares, LME

Table 8. ASPIC continuity case projections for different TAC and fishing mortality scenarios. TACs, Yield and Biomass expressed in t.

<i>Starting point</i>			
B_{2000}	B_{msy}	Y_{2000}	Y_{msy}
4841.253	22420	1130	964.1

<i>Projection scenarios</i>							
a) Catch in 2001 and 2002 = 1130							
Horizon	Policy	B_{fin}	Y_{fin}	B_{fin}/B_{msy}	B_{fin}/B_{cur}	Y_{fin}/MSY	Y_{fin}/Y_{cur}
2012 10-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	956	194	0.04	0.20	0.20	0.17
	F=0.115	2358	267	0.11	0.49	0.28	0.24
	F=0.056	3865	229	0.17	0.80	0.24	0.20
	F=0.043	4428	194	0.20	0.91	0.20	0.17
2022 20-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	255	52	0.01	0.05	0.05	0.05
	F=0.115	1698	192	0.08	0.35	0.20	0.17
	F=0.056	4684	277	0.21	0.97	0.29	0.25
	F=0.043	6154	269	0.27	1.27	0.28	0.24
2032 30-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	69	14	0.00	0.01	0.01	0.01
	F=0.115	1235	140	0.06	0.26	0.15	0.12
	F=0.056	5584	330	0.25	1.15	0.34	0.29
	F=0.043	8245	360	0.37	1.70	0.37	0.32

b) Catch in 2001 and 2002 = 599							
Horizon	Policy	B_{fin}	Y_{fin}	B_{fin}/B_{msy}	B_{fin}/B_{cur}	Y_{fin}/MSY	Y_{fin}/Y_{cur}
2012 10-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	1282	260	0.06	0.26	0.27	0.23
	F=0.115	3145	355	0.14	0.65	0.37	0.31
	F=0.056	5133	303	0.23	1.06	0.31	0.27
	F=0.043	5872	256	0.26	1.21	0.27	0.23
2022 20-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	341	69	0.02	0.07	0.07	0.06
	F=0.115	2236	253	0.10	0.46	0.26	0.22
	F=0.056	6064	358	0.27	1.25	0.37	0.32
	F=0.043	7913	345	0.35	1.63	0.36	0.31
2032 30-year	TAC=1130	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=599	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	TAC=300	0	0	0.00	0.00	0.00	0.00
	F=0.217	92	19	0.00	0.02	0.02	0.02
	F=0.115	1613	183	0.07	0.33	0.19	0.16
	F=0.056	7035	415	0.31	1.45	0.43	0.37
	F=0.043	10225	445	0.46	2.11	0.46	0.39

Table 9. Decision analysis with continuity case data, and informative priors, from the Bayesian surplus production model. The indicators shown are: $E(B_{end}/B_{msy})$, the expected value of the final biomass relative to B_{msy} ; $p(B_{end}<0.2K)$, the probability that the final biomass is below 20% of K , the probability that the final biomass is above B_{msy} ; $p(B_{end}>B_{2000})$ the probability of population increase; $p(F_{end}>F_{2000})$, probability that the final F is lower than the current F .

catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t							
Horizon	Policy	$E(B_{end}/B_{msy})$	$p(B_{end}<0.2K)$	$p(B_{end}>B_{msy})$	$p(B_{end}>B_{2000})$	$p(F_{end}>F_{2000})$	
10 -year	TAC= 0	0.62	0.34	0.18	1	1	
	TAC= 100	0.54	0.44	0.15	0.94	0.96	
	TAC= 200	0.47	0.52	0.13	0.79	0.86	
	TAC= 300	0.4	0.6	0.09	0.64	0.75	
	TAC= 599	0.24	0.76	0.04	0.3	0.42	
	TAC= 1130	0.1	0.91	0.03	0.04	0.04	
	HR= 0.024	0.06	1	0	0	0.34	
	HR= 0.013	0.2	0.91	0	0.3	0.83	
	HR= 0.006	0.36	0.65	0.04	0.97	1	
	HR _{msy} =0.08	0.34	0.68	0.01	0.93	0.98	
	20 -year	TAC= 0	1.15	0.08	0.6	1	1
		TAC= 100	0.97	0.21	0.49	0.94	0.94
TAC= 200		0.79	0.33	0.39	0.79	0.81	
TAC= 300		0.64	0.45	0.31	0.64	0.67	
TAC= 599		0.32	0.72	0.14	0.3	0.34	
TAC= 1130		0.08	0.94	0.03	0.04	0.04	
HR=0.024		0.03	1	0	0	0.12	
HR=0.013		0.19	0.89	0	0.3	0.81	
HR=0.006		0.51	0.45	0.1	0.97	1	
HR _{msy} =0.08		0.45	0.52	0.08	0.93	0.98	
30 -year		TAC= 0	1.56	0.01	0.88	1	1
		TAC= 100	1.32	0.12	0.73	0.94	0.94
	TAC= 200	1.08	0.26	0.6	0.79	0.79	
	TAC= 300	0.85	0.39	0.47	0.64	0.66	
	TAC= 599	0.39	0.71	0.22	0.3	0.32	
	TAC= 1130	0.08	0.96	0.04	0.04	0.04	
	HR= 0.024	0.02	1	0	0	0.05	
	HR= 0.013	0.19	0.87	0	0.3	0.77	
	HR= 0.006	0.63	0.33	0.2	0.97	1	
	HR _{msy} =0.08	0.56	0.41	0.14	0.93	0.98	

catch in 2001 and 2002 is set at 599 t							
Horizon	Policy	$E(B_{end}/B_{msy})$	$p(B_{end}<0.2K)$	$p(B_{end}>B_{msy})$	$p(B_{end}>B_{2000})$	$p(F_{end}>F_{2000})$	
10 -year	TAC= 0	0.69	0.28	0.22	1	1	
	TAC= 100	0.61	0.36	0.19	0.96	0.97	
	TAC= 200	0.53	0.44	0.15	0.84	0.9	
	TAC= 300	0.46	0.53	0.12	0.71	0.79	
	TAC= 599	0.29	0.71	0.06	0.35	0.35	
	TAC= 1130	0.12	0.89	0.03	0.05	0	
	HR= 0.26	0.07	1	0	0.01	0.12	
	HR= 0.14	0.22	0.88	0	0.31	0.54	
	HR= 0.07	0.41	0.58	0.05	0.97	0.87	
	HR _{msy} =0.08	0.45	0.52	0.06	0.99	0.91	
	20 -year	TAC= 0	1.24	0.05	0.67	1	1
		TAC= 100	1.07	0.15	0.55	0.96	0.96
TAC= 200		0.89	0.27	0.46	0.84	0.86	
TAC= 300		0.74	0.37	0.36	0.71	0.74	
TAC= 599		0.38	0.67	0.18	0.35	0.35	
TAC= 1130		0.1	0.91	0.04	0.05	0.01	
HR= 0.26		0.04	1	0	0.01	0.05	
HR= 0.14		0.21	0.85	0.01	0.31	0.53	
HR= 0.07		0.56	0.39	0.13	0.97	0.87	
HR _{msy} =0.08		0.65	0.3	0.19	0.99	0.91	
30 -year		TAC= 0	1.63	0	0.92	1	1
		TAC= 100	1.42	0.08	0.8	0.96	0.96
	TAC= 200	1.19	0.2	0.66	0.84	0.85	
	TAC= 300	0.97	0.32	0.54	0.71	0.72	
	TAC= 599	0.46	0.66	0.25	0.35	0.35	
	TAC= 1130	0.1	0.92	0.05	0.05	0.01	
	HR= 0.26	0.03	1	0	0.01	0.03	
	HR= 0.14	0.21	0.83	0.01	0.31	0.5	
	HR= 0.07	0.69	0.27	0.24	0.97	0.87	
	HR _{msy} =0.08	0.82	0.18	0.34	0.99	0.91	

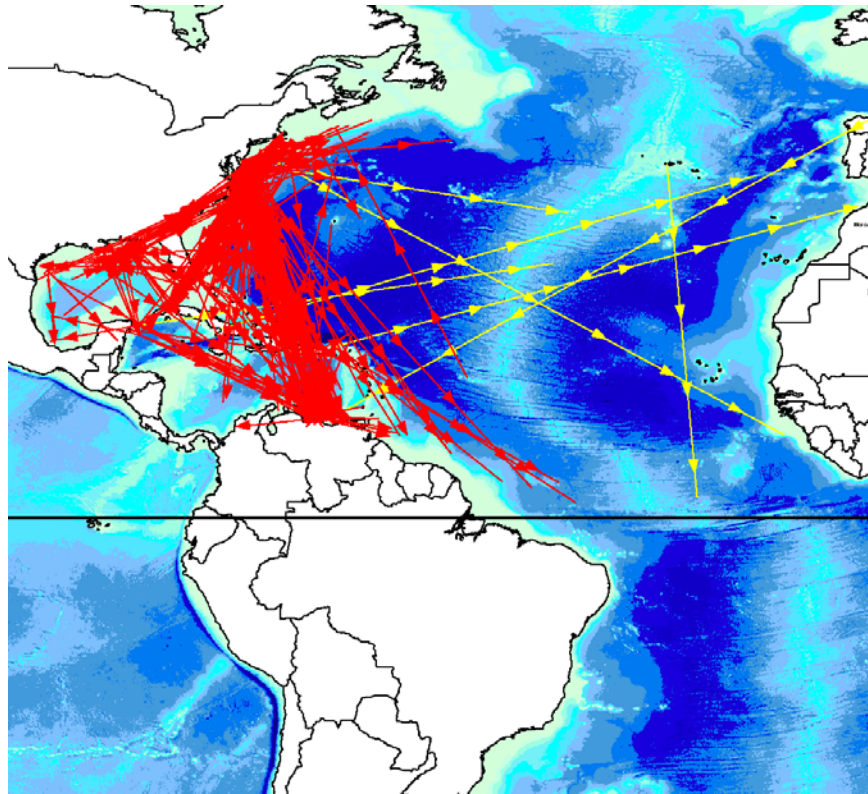


Figure 1. Summary of white marlin recaptures from NMFS Cooperative Tagging Center and Billfish Foundation.

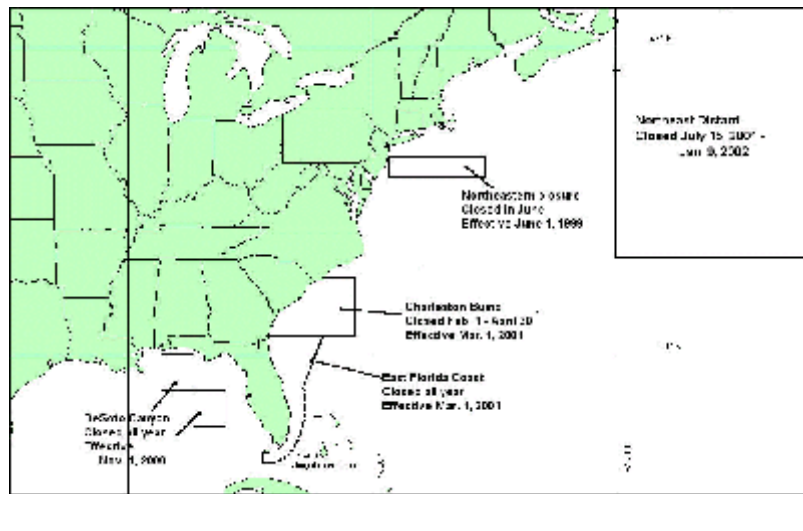


Figure 2. Areas recently closed to longline fishing on the US coast.

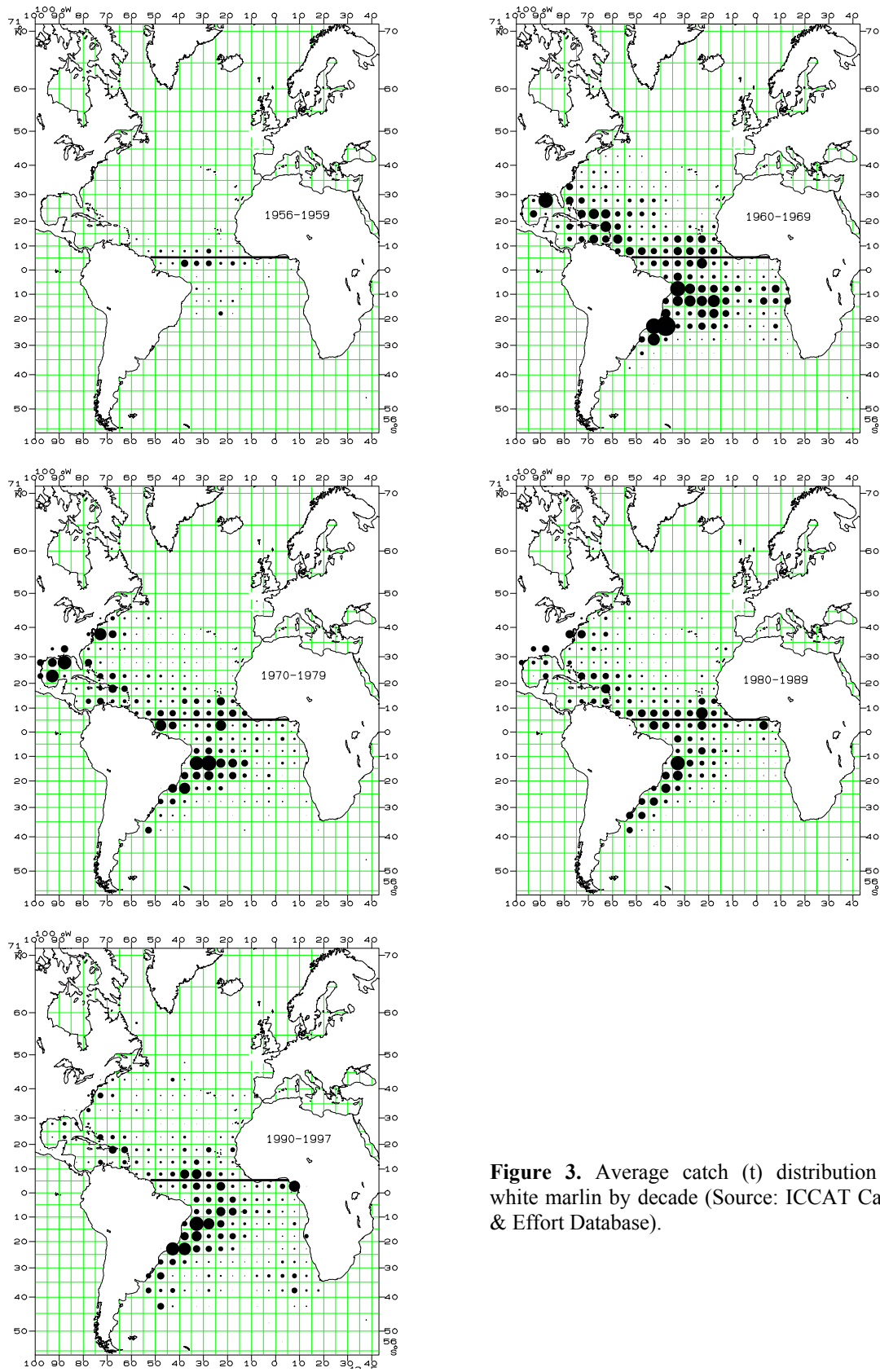


Figure 3. Average catch (t) distribution of white marlin by decade (Source: ICCAT Catch & Effort Database).

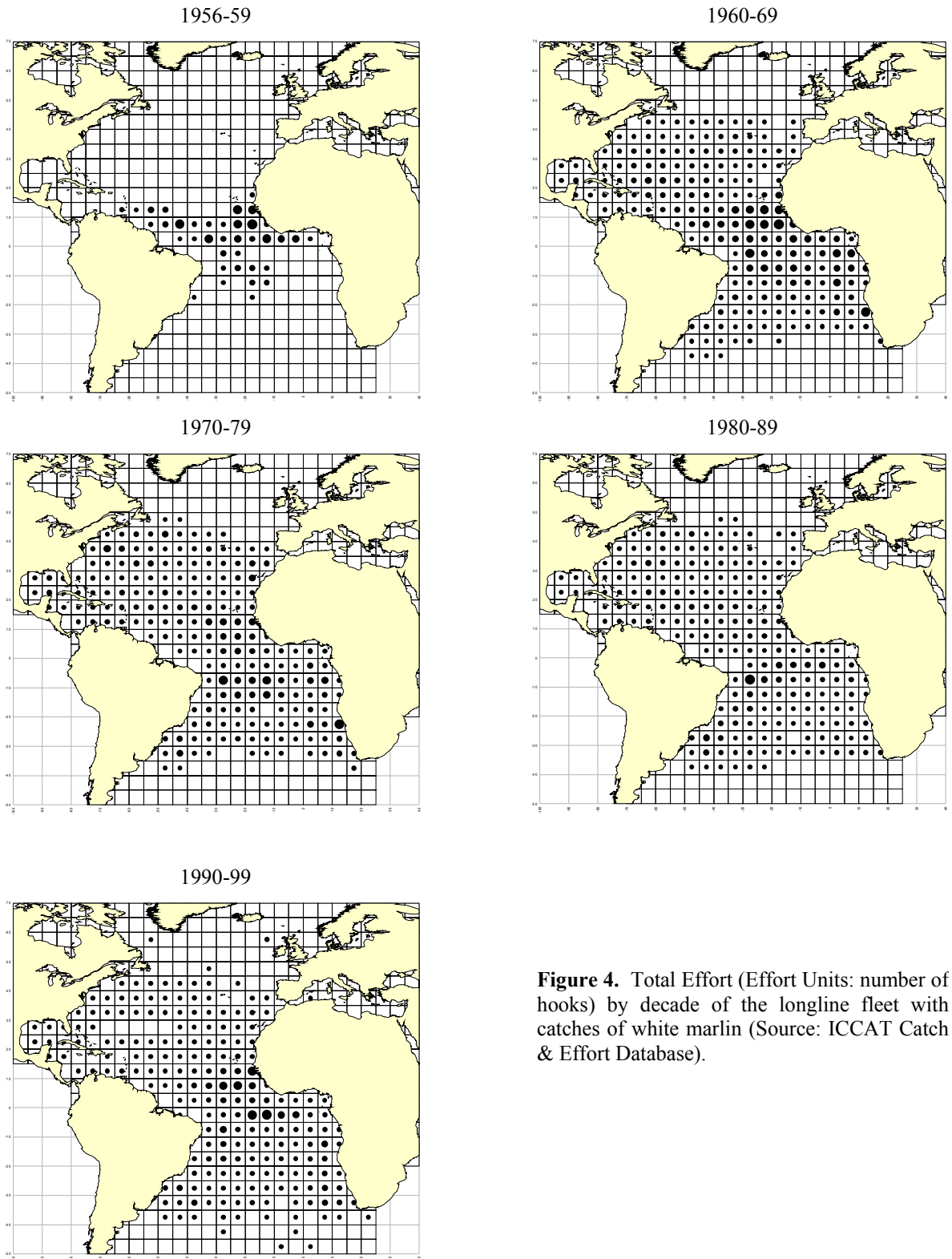


Figure 4. Total Effort (Effort Units: number of hooks) by decade of the longline fleet with catches of white marlin (Source: ICCAT Catch & Effort Database).

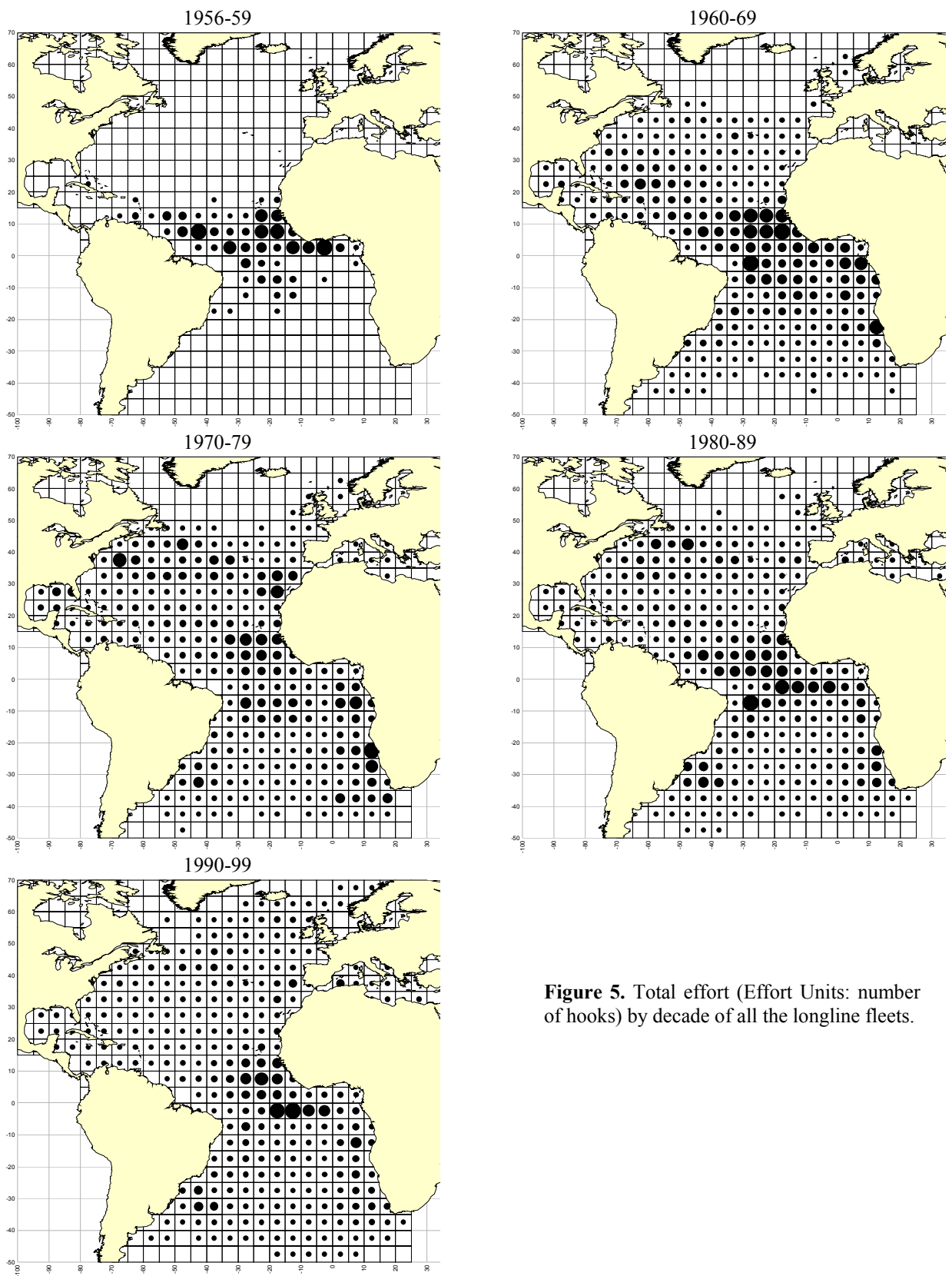


Figure 5. Total effort (Effort Units: number of hooks) by decade of all the longline fleets.

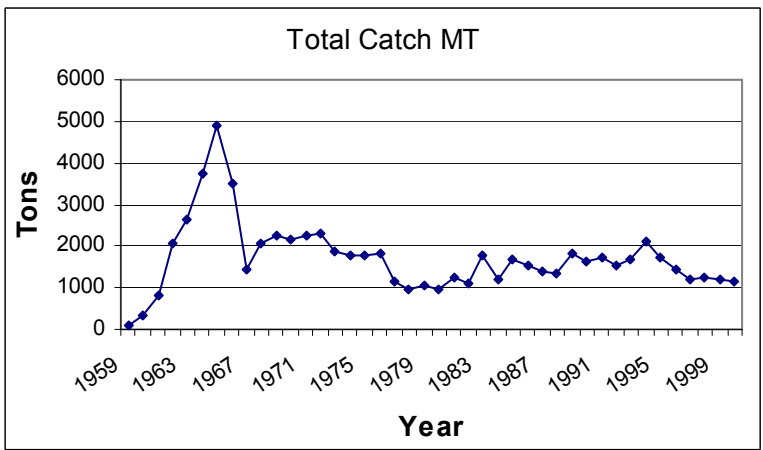


Figure 6. Total catch (t) used in the assessment.

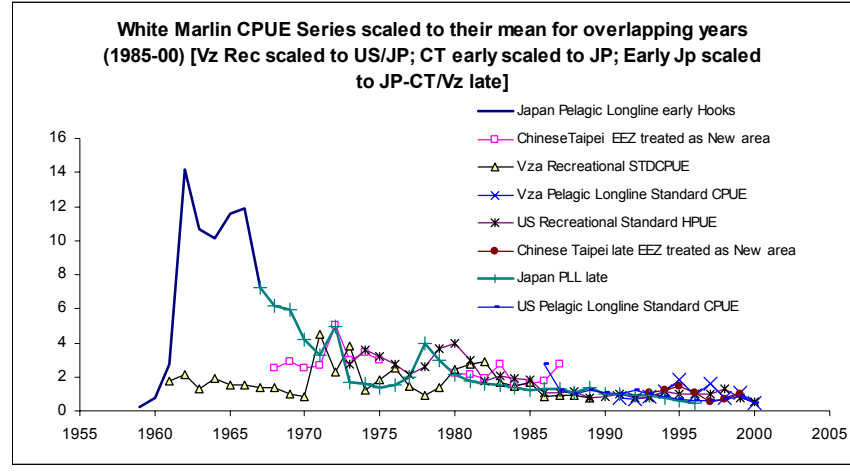


Figure 7. Relative abundance indices available for white marlin.

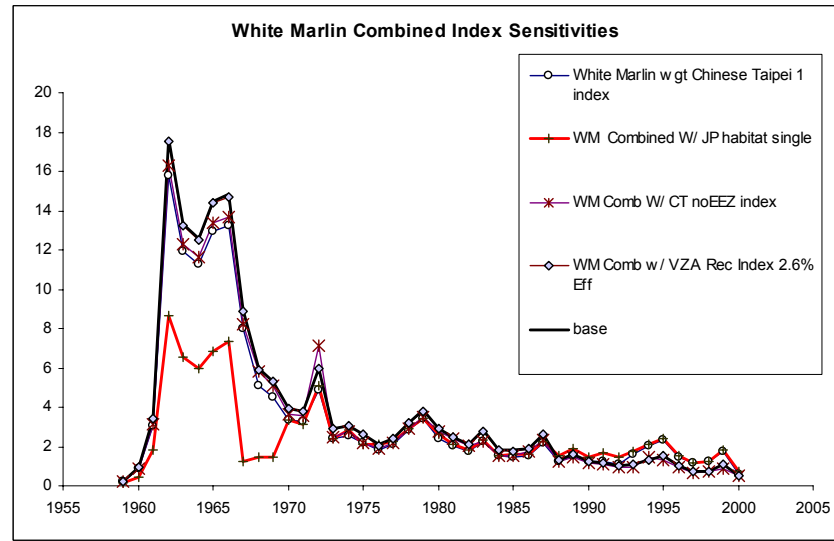


Figure 8. Combined indices for sensitivity analyses.

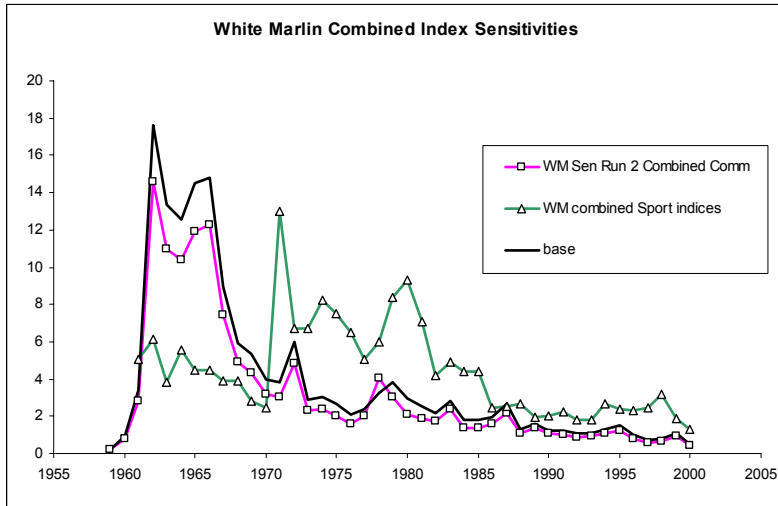


Figure 9. Additional combined indices for sensitivity analyses.

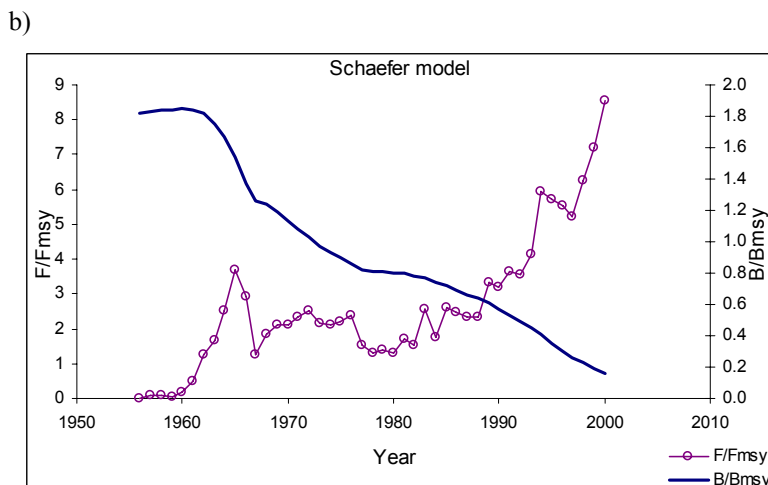
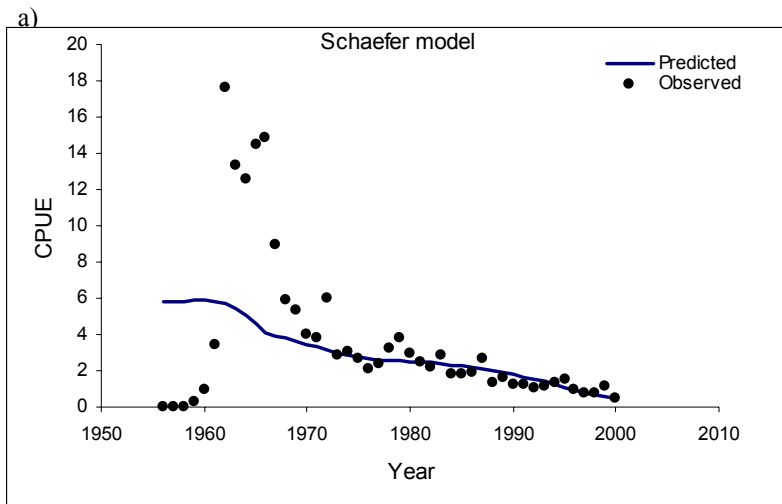


Figure 10. Continuity case assessment (ASPIC with Least Median Square optimization, Schaeffer model fit and combined CPUE index estimated by combining all abundance indices with a GLM weighted by the catch of each fishery). a) Fit of the model to the combined CPUE index, and b) estimated trends in biomass (B/B_{MSY}) and fishing mortality (F/F_{MSY}) ratios.

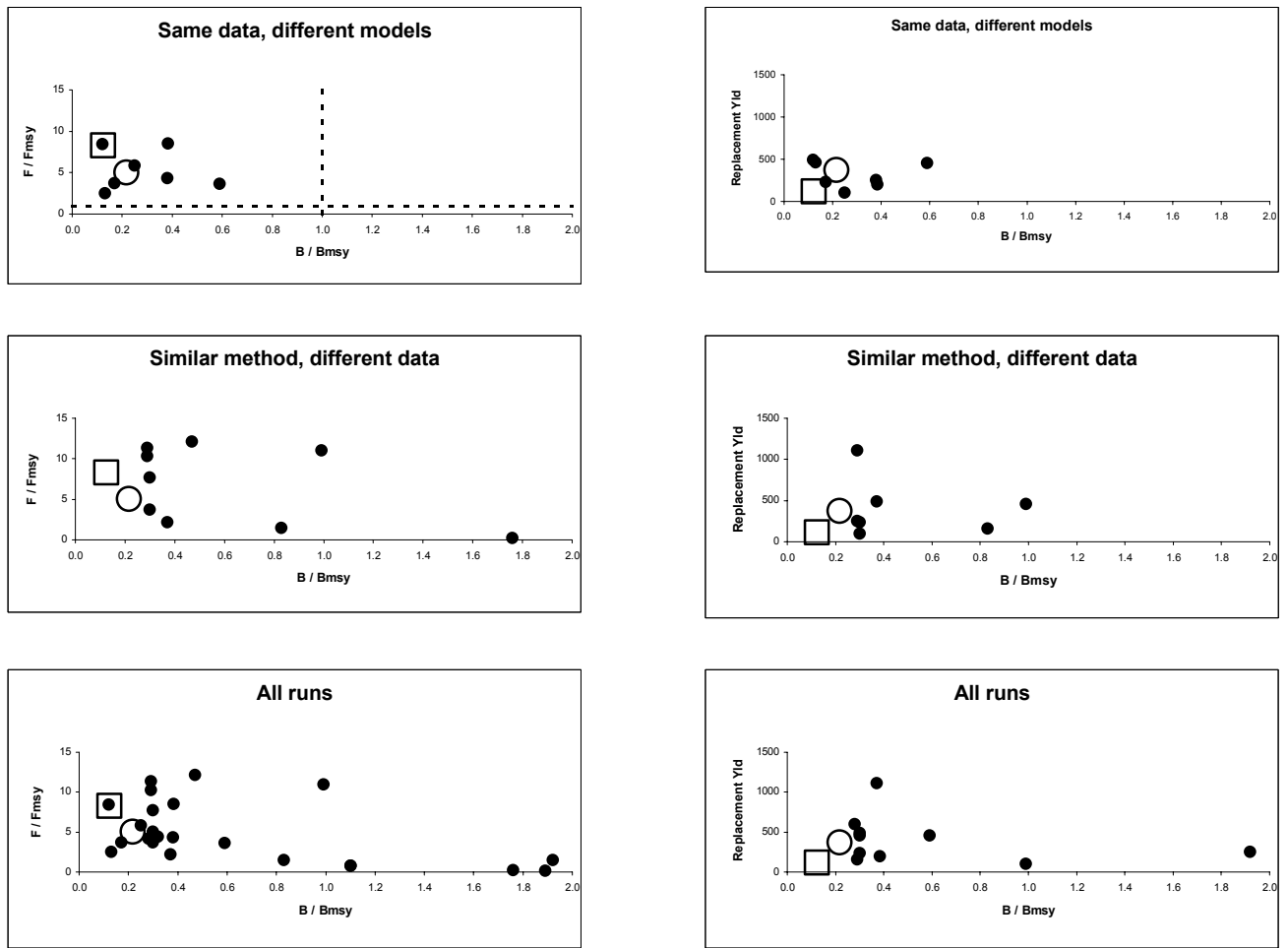


Figure 11. Summary of assessment results for continuity case and sensitivity runs. Plots of current fishing mortality ratio (F/F_{MSY}) and replacement yield as a function of current biomass ratio (B/B_{MSY}). Top two runs correspond to different types of runs, bottom row represents all runs. Square represents the continuity case (run 1), and circle the continuity case adjusted for the retrospective bias (run 36).

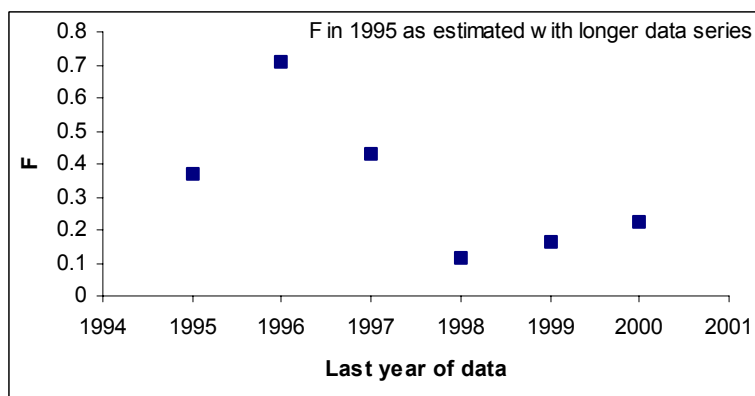


Figure 12: Retrospective analysis. Estimated value of fishing mortality in 1995 as a function of the last year used in the estimation.

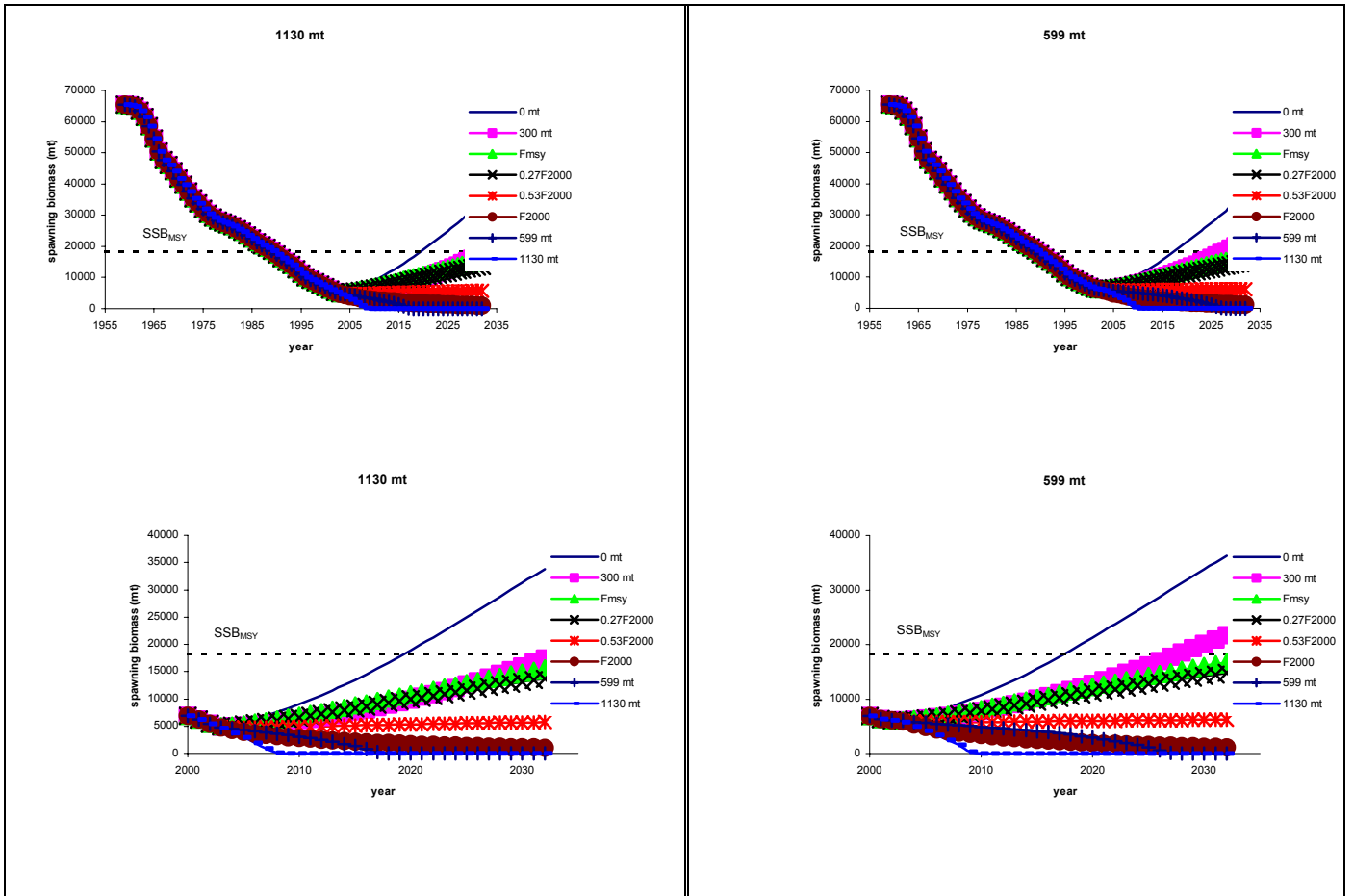


Figure 13. Deterministic projections conducted with the ASPM. Upper panels show the assessment and projection biomass trends, lower panel only detail the projections. Left hand side panels are for a status quo catch for 2001 and 2002, whereas right hand panel is for the full compliance case for 2001 and 2002. Each line corresponds to a different harvest or fishing mortality scenario.

Agenda

1. Opening of the meeting, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Review of biological data, including tag release/recapture files.
 - 2.1 Movement patterns
 - 2.2 Age and growth
 - 2.3 Mortality
 - 2.4 Reproduction
 - 2.5 Stock identification
3. Recent fishery developments
4. Catch and size data
 - 4.1 Catch data
 - 4.2 Catch at size
5. Stock assessment
 - 5.1 Abundance indices for individual fisheries
 - 5.2 Combined abundance indices
 - 5.3 Stock assessment methods
 - 5.4 Continuity case
 - 5.5 Uncertainty of assessment
 - 5.6 Retrospective adjustments
 - 5.7 Discussion of assessment results
6. Draft responses to the Commission: white marlin stock-recovery scenarios
 - 6.1 ASPIC projections
 - 6.2 Bayesian surplus production model projections
 - 6.3 ASPM projections
7. Outlook and effects of current regulations
8. Recommendations
 - 8.1 Management
 - 8.2 Research and statistics
9. Other matters
10. Adoption of the report and closure

Appendice 1

Ordre du jour

1. Ouverture de la réunion, adoption de l'ordre du jour et organisation des sessions
2. Examen des informations biologiques, y compris les fichiers de marquage-recapture
 - 2.1. Schémas migratoires
 - 2.2 Âge et croissance
 - 2.3 Mortalité
 - 2.4 Reproduction
 - 2.5 Identification des stocks
3. Evolutions récentes de la pêche
4. Données de prise et de taille
 - 4.1 Données de prise
 - 4.2 Prise par taille
5. Evaluation du stock
 - 5.1 Indices d'abondance pour les pêches individuelles
 - 5.2 Indices d'abondance combinés
 - 5.3 Méthodes d'évaluation du stock
 - 5.4 Cas de continuité

- 5.5 Incertitude de l'évaluation
- 5.6 Ajustements rétrospectifs
- 5.7 Discussion sur les résultats de l'évaluation
- 6. Projets de réponse à la Commission : scénarios de rétablissement du stock de makaires blancs
 - 6.1 Projections ASPIC
 - 6.2 Projections du modèle de production excédentaire bayésien
 - 6.3 Projections ASPM
- 7. Perspectives et effets des réglementations actuelles
- 8. Recommandations
 - 8.1 Gestion
 - 8.2 Recherche et statistique
- 9. Autres questions
- 10. Adoption du rapport et clôture

Apéndice 1

Orden del día

- 1. Apertura de la reunión, adopción del orden del día y disposiciones
- 2. Revisión de los datos biológicos, incluyendo los archivos de liberación y recaptura de marcas
 - 2.1 Patrones de movimiento
 - 2.2 Edad y crecimiento
 - 2.3 Mortalidad
 - 2.4 Reproducción
 - 2.5 Identificación del stock
- 3. Últimas tendencias de la pesquería
- 4. Datos de captura y talla
 - 4.1 Datos de captura
 - 4.2 Captura por clases de talla
- 5. Evaluación del stock
 - 5.1 Índices de abundancia para las pesquerías individuales
 - 5.2 Índices de abundancia combinados
 - 5.3 Métodos de evaluación del stock
 - 5.4 Caso de continuidad
 - 5.5 Incertidumbre de la evaluación
 - 5.6 Ajustes retrospectivos
 - 5.7 Discusión de los resultados de la evaluación
- 6. Proyecto de respuesta a la petición de la Comisión: escenarios de recuperación del stock de WHM
 - 6.1 Proyecciones ASPIC
 - 6.2 Proyecciones del modelo de producción excedente Bayesiano
 - 6.3 Proyecciones ASPM
- 7. Perspectivas y efectos de las regulaciones actuales
- 8. Recomendaciones
 - 8.1 Ordenación
 - 8.2 Investigación y estadísticas
- 9. Otros asuntos
- 10. Adopción del informe y clausura

List of Participants/ Liste des participants/ Lista de participantes

CONTRACTING PARTIES/ PARTIES CONTRACTANTES/ PARTES CONTRATANTES

BRAZIL/ BRÉSIL/ BRASIL

Ferreira de Amorim, Alberto
Instituto de Pesca, Av. Bartolomeu de Gusmao, 192, 11030-906 Santos SP
Tel: +55 13 3261 5995, Fax: +55 13 3261 1900, E-Mail: crisamorim@uol.com.br

CANADA/ CANADÁ

Ward, Peter
Department of Biology, Dalhousie University, Halifax, NS B3H 4J1
Tel: +1 902 494 3910, Fax: +1 902 494 3736, E-Mail: ward@mathstat.dal.ca

CÔTE D'IVOIRE

Amon Kothias, Jean-Baptiste
Centre de Recherches Océanologiques, B.P. V-18, Abidjân
Tel: +225 21 356 448, Fax: +225 21 351 155, E-Mail: direction@cro.ci

N'Goran Ya, Nestor
Centre de Recherches Océanologiques, B.P. V-18, Abidjân
Tel: +225 21 355 880, Fax: +225 21 351 155, E-Mail: ngoran@cro.ci

EUROPEAN COMMUNITY/ COMMUNAUTÉ EUROPÉENNE/ COMUNIDAD EUROPEA

García Cortés, Blanca
Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Muelle de Animas,
s/n, Apartado 130, 15080 A Coruña, España
Tel: +34 981 205 362, Fax: +34 981 229 077, E-mail: blanca.garcia@co.ieo.es

Gaertner, Daniel
I.R.D. UR n° 109, Centre de Recherche Halieutique Méditerranéenne et Tropicale, Avenue Jean
Monnet, B.P. 171, 34203 Sète Cedex, France
Tel: +33 4 99 57 32 31, Fax: +33 4 99 57 32 95, E-Mail: gaertner@ird.fr

JAPAN/ JAPÓN

Miyake, Makoto P.
Scientific Advisor, 3-3-4, Shimorenjaku, Mitaka-Shi, Tokyo
Tel: +81 422 46 3917, Fax: +81 422 43 7089, E-Mail: miyake@sistelcom.com,
p.m.miyake@gamma.ocn.ne.jp

Takeuchi, Yukio
National Research Institute of Far Seas Fisheries, 7-1, 5-Chome Orido, Shimizu-shi, Shizuoka 424-
8633
Tel: +81 543 36 6039, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: yukiot@fra.affrc.go.jp

Uozumi, Yuji

National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1 Chome Orido, Shimizu, Shizuoka 424-8633
Tel: +81 543 36 6037, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uozumi@fra.affrc.go.jp

Yokawa, Cotarro

National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1 Orido, 5-Chome, Shimizu-Shi, 424-8633,
Shizuoka

Tel: + 81 543 36 6035, Fax: + 81 543 35 9642, E-Mail: yokawa@fra.affrc.go.jp

UNITED STATES/ ETAT-UNIS/ ESTADOS UNIDOS

Babcock, Elisabeth

Wildlife Conservation Society, Marine Conservation Program, 2300 Southern Blvd., Bronx, New
York 10460 Tel: +1 718 220 2151, Fax: +1 718 364 4275, E-Mail: bbabcock@wcs.org

Die, David

Cooperative Unit for Fisheries Education and Research, University of Miami, 4600 Rickenbacker
Causeway, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 361 4607, Fax: +1 305 361 4457, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

Goodyear, Phil

415 Ridgewood Rd., Key Biscayne, Florida 33149

Tel: +1 305 361 0363, Fax: +1 305 361 0363, E-Mail: phil_goodyear@email.msn.com

Ortiz, Mauricio

Southeast Fisheries Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida. 33149

Tel: +1 305 361 4288, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: mauricio.ortiz@noaa.gov

Porch, Clarence E.

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia
Beach Drive, Miami, Florida 33177

Tel: +1 305 361 4232, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: clay.porch@noaa.gov

Prince, Eric D.

Fisheries Scientific, NMFS, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149-1099

Tel: +1 305 361 4248, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: eric.prince@noaa.gov

Scott, Gerald P.

Southeast Fisheries Science Center, NMFS, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida. 33149-1099

Tel: +1 305 361 4220, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: gerry.scott@noaa.gov

Spencer, Paul

NOAA Fisheries, Alaska Fisheries Science Center, 7600 Sand Point Way NE, Seattle, Washington
98115-6349 Tel: +1 206 526 4248, , Fax: +1 206 526 6723, E-Mail: paul.spencer@noaa.gov

VENEZUELA

Alió, José Javier

Centro de Investigaciones Agrícolas de Sucre, y Nueva Esparta – INIA, Av. Carúpano, Caiguire,
Apartado 236, Cumaná, Estado Sucre 6101

Tel: +58 293 431 7557, Fax: +58 293 432 5387, E-Mail: josealio@hotmail.com

SCRS Chairman/ Président SCRS/ Presidente del SCRS

Pereira, Joao Gil

Universidade dos Açores, Departamento de Oceanografia e Pescas, 9900 - Horta, , Açores, Portugal
Tel: +351 292 200 431, Fax: +351 292 200 411, E-Mail: pereira@notes.horta.uac.pt

OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES OR FISHING ENTITIES/ OBSERVATEURS DES PARTIES, ENTITÉS OU ENTITÉS DE PÊCHE NON-CONTRACTANTES COOPÉRANTES/ OBSERVADORES DE PARTES, ENTIDADES Y ENTIDADES PESQUERAS NO-CONTRATANTES COLABORADORAS

CHINESE TAIPEI/ TAÏPEI CHINOIS/ TAIPEI CHINO

Chang, Shui-Kai

Associate Researcher, Stock Assessment Division, Deep-Sea Fisheries Research and Development Center, Fisheries Administration, No 1 Fishing Harbour 1st North Road, Kaohsiung 806

Tel: +886 7 813 6215, Fax: +886 7 813 6214, E-Mail: skchang@mail.dsfrdc.gov.tw

Wang, Shu-Hui

Overseas Fisheries Development Council, 19, Lane 113, Roosevelt Road, Sect. 4, Taipei 106

Tel: +886 2 2738 1522, Fax: +886 2 2738 4329, E-Mail: jessica@ofdc.org.tw

ICCAT SECRETARIAT/ SECRETARIAT ICCAT/ SECRETARÍA DE ICCAT

C/ Corazón de María, 8 - 6^a planta, 28002 Madrid

Tel: +34 91 416 5600, Fax: +34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.es

Restrepo, Victor

Kebe, Papa

Palma, Carlos

Appendix 3/ Appendice 3/ Apéndice 3

List of Documents/ Liste des documents/ Lista de documentos

- SCRS/2002/056 Analysis on Taiwanese white marlin catch data and standardization of its catch rates. CHANG S.
- SCRS/2002/057 Review of white marlin (*tetrapterus albidus*) fishery biology off Brazilian coast (1971-2000). AMORIM, A.F. and C.A. Arfelli.
- SCRS/2002/058 Analysis of hooking depth of Atlantic blue marlin caught by longline during 2000-2001 cruise by R/V Shoyo Maru. YOKAWA, K.
- SCRS/2002/059 Some investigations on the status of the logbook reporting. UOZUMI, Y., T. Matsumoto.
- SCRS/2002/060 Estimation of abundance index of white marlin caught by Japanese longliners in the Atlantic Ocean. YOKAWA, K., Y. Takeuchi.
- SCRS/2002/062 Estimates of incidental catches of billfishes taken by the European tuna purse seine fishery in the Atlantic Ocean (1991-2000). GAERTNER, D., R. Pianet, J. Ariz, A. Delgado de Molina, P. Pallares.
- SCRS/2002/063 The effect of soak time and timing on pelagic longline catches. WARD, P.J., R.A. Myers, J.W. Blanchard.

- SCRS/2002/065 Standardized catch rates for white marlin (*Tetrapturus albidus*) and blue marlin (*Makaira nigricans*) from the pelagic longline fishery in the northwest Atlantic and the Gulf of Mexico. ORTIZ, M.
- SCRS/2002/066 Standardized catch rates for white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the U.S. recreational tournament fishery in the northwest Atlantic and the U.S. Gulf of Mexico. ORTIZ, M.
- SCRS/2002/067 Bayesian methods for accounting for data contradictions in stock assessment of Atlantic white marlin. BABCOCK, E.A., M.K. McAllister.
- SCRS/2002/068 An assessment of Atlantic white marlin (*Tetrapturus albidus*) using a state-space implementation of an age-structured production model. PORCH, C.E.
- SCRS/2002/069 Review of indices of abundance for white marlin from the Playa Grande fishery, Venezuela. ALIÓ, J.
- SCRS/2002/070 An update of the tag release and recapture files for Atlantic white marlin. PRINCE, E.D., C. Rivero, J. Serafy
- SCRS/2002/071 Habitat preferences of istiophorid billfishes in the western North Atlantic: applicability of archival tag data to habitat-based stock assessment methodologies. GRAVES, J.E., D.W. Kerstetter, E.D. Prince.
- SCRS/2002/072 Size composition of the white marlin catch. GOODYEAR, C.P., F. Arocha, E.D. Prince.
- SCRS/2002/073 Habitat standardization of CPUE indices: research needs. GOODYEAR, C.P., D. Die, D.W. Kerstetter, D.B. Olson, E.D. Prince, G.P. Scott.
- SCRS/2002/074 U.S. recreational harvest of white marlin. GOODYEAR, C.P., E.D. Prince.
- SCRS/2002/075 Biological reference points without models. GOODYEAR, C.P.
- SCRS/2002/076 Standardized catch rates for blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the Venezuelan pelagic longline fishery off the Caribbean Sea and the western Central Atlantic. AROCHA, F., M. Ortiz.

Appendix 4/ Appendice 4/ Apéndice 4

Attempts at estimating growth parameters from tagging data/ Tentatives d'estimation des paramètres de croissance d'après les données de marquage/ Intentos de estimar los parámetros de crecimiento a partir de datos de marcado

During the meeting the tagging data available in the ICCAT database was analysed to attempt to estimate growth parameters. Estimates were not found to be reliable for use in assessments (**Table D1**). The WG however, suggest that further analyses, may produce better estimates and should be pursued.

Table D1: Parameter estimates and standard errors (derived from the inverse of the Hessian matrix) for two growth models based on tag-recapture data for white marlin. For model 2, the value for L_{∞} at the upper bound (230) and the variance term for \mathbf{S}_d^2 were fixed to zero. Because of concerns over the reliability of length methods, the age-structured assessments used growth parameters from a validated growth curve for Atlantic sailfish.

Parameter	Model 2			Model 1		
	Estimate	SE	CV	Estimate	SE	CV
L_{∞}	230	–	–	160.51	1.15	1
K	0.13	0.01	6	6.94	3.27	47
\mathbf{S}_e^2	2399	183.13	8	4874	19588	402
\mathbf{S}_h^2	812.66	258.72	32	521.34	40.85	8
\mathbf{S}_d^2	0	–	–	0.30	24.77	8258

Model 1: $L_1 = r(L_{\infty} + \mathbf{h})(1 - e^{-kt}) + L_2 e^{-kt} + \mathbf{e}$

Model 2: $L_1 = (L_{\infty} + \mathbf{h})(1 - e^{-kt}) + (L_1 + \mathbf{e})e^{-kt} + \mathbf{d}$

L_1 = length at release

L_2 = length at recapture

L_{∞} = asymptotic length coefficient (expected maximum length)

k = growth rate coefficient

r = refraction index (=1.3)

t = time at large

\mathbf{e} = error in measuring L_1

Appendix 5/ Appendice 5/ Apéndice 5

Development of Priors for Bayesian Models/ Développement de distributions à priori pour les modèles bayésiens/ Desarrollo de distribuciones previas para modelos Bayesianos

To use the ASPM model presented in SCRS/2002/068 and the surplus production model presented in SCRS/2002/067, the group developed informative prior probability distributions for the steepness z , maximum annual reproductive rate $\tilde{\mathbf{a}}$, natural mortality rate M , average age at maturity a_{mat} , and the age at 50% vulnerability to the fishery a_{50} .

The priors for z and $\tilde{\mathbf{a}}$ were developed during a subgroup meeting where participants were given a list of species for which estimates of z and $\tilde{\mathbf{a}}$ were available (compiled by Myers *et al.* 1999). Each participant was then asked to identify one or more species they thought most resembled white marlin in terms of their reproductive life histories (participants were not shown the corresponding values of z and $\tilde{\mathbf{a}}$). The mean and variance of the resulting frequency histograms (**Table E1**) were used to define a normal prior for z and a lognormal prior for $\tilde{\mathbf{a}}$ (**Fig. E1**). All members of the working were encouraged to contribute to this exercise (with the exception of the two scientists directly involved in constructing the models the priors were being developed for), however only six members chose to participate.

Priors for the natural mortality rate were based on the time at liberty from tagging data and a general perception that white marlin are long-lived. It was noted that the estimates of total loss rate presented in SCRS/2002/070 were on the order of 0.5 yr^{-1} . Given that estimates of tag shedding for similar species tagged in the same way are on the order of $0.2 - 0.3 \text{ yr}^{-1}$ and that fishing mortality rate is probably on the order of 0.1 yr^{-1} , the group felt that the most likely value for M was about 0.1 yr^{-1} .

and that values greater than 0.3 yr^{-1} were highly unlikely. Thus, a lognormal prior with mean 0.1 and coefficient of variation 0.5 was selected for the prior (**Fig. E1**).

The prior for a_{mat} was based the belief that white marlin expend most of their energy on growth during the first two years of life and therefore that very few animals are likely to mature before age 2. The group was unsure about the most likely value for a_{mat} , however analogies with other species with similar life histories suggested to the group that this value should be less 6 and probably closer to 3 or 4. These conditions were represented by a lognormal prior with a mode at 3.5 and standard deviation of 1.0 (coefficient of variation = 0.286).

For the surplus production model, an informative prior for r was developed using the Monte Carlo method described in document SCRS/2002/067, which requires an input probability distribution for the parameters \tilde{a} , a_{mat} and survival of adults ($\exp(-M)$). Two hundred values were drawn from each distribution, and used to calculate r . Values of r that were greater than 1.2 were discarded. The prior used for r (**Fig E2.**) was a lognormal with a median equal to the mean of the Monte Carlo r values (0.43), and a log standard deviation equal to the standard deviation of the Monte Carlo r values (0.22, corresponding to a standard deviation of $\ln(r)$ equal to 0.50).

The prior for a_{50} was based on an interpretation of the size distributions of the catch presented in SCRS/2002/072. It was noted that the size distributions generally peak in the vicinity of 160 cm and that another smaller peak sometimes occurred at lengths near 140 cm. In the absence of accurate growth information, the group felt that the most likely interpretation was that the smaller peak represented new, but fully recruited animals on the order of a year and a half old. The second peak was believed to represent age 2 and older animals, which do not appear to grow as rapidly as young fish. Thus a normal distribution with a mean of 1.5 and 95% confidence limits of 1.0 to 2.0 (standard deviation of 0.25) was selected as the prior.

Table E1. Tally of votes by working group member for species that might be similar enough to white marlin to use for the prior for steepness.

<i>Species</i>	<i>Number of votes</i>
Atlantic bluefin tuna (<i>Thunnus thynnus</i>)	4
Bigeye tuna (<i>Thunnus obesus</i>)	4
Chub mackerel (<i>Scomber japonicus</i>)	2
Atlantic mackerel (<i>Scomber scombrus</i>)	2
Southern bluefin tuna (<i>Thunnus maccoyii</i>)	3
Yellowfin tuna (<i>Thunnus albacares</i>)	5
Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>)	3

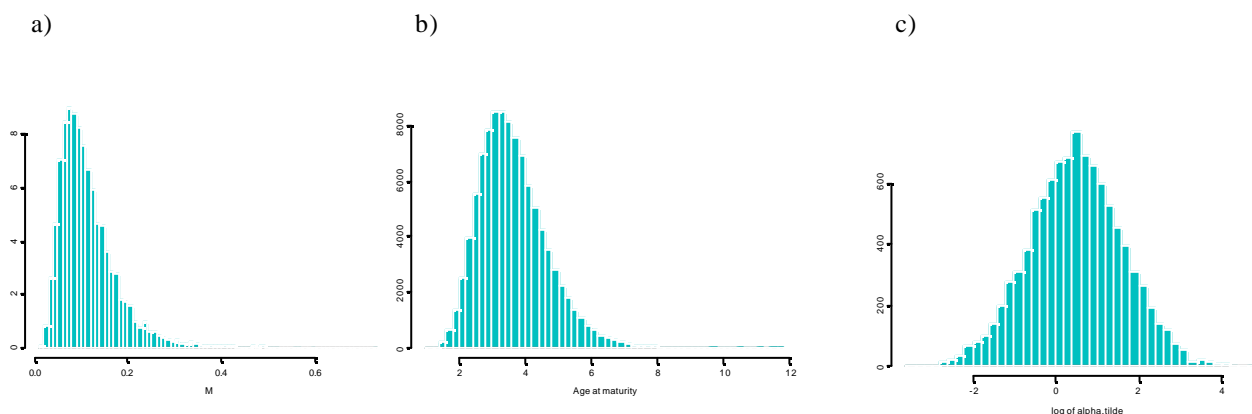


Figure E1. Distributions input to the Monte Carlo estimation of r . (a) M -lognormal (mode=0.1, log standard deviation = 0.5); (b) Age at maturity \sim lognormal(mode = 3.5,log standard deviation = 1.0); (c) $\log(\tilde{\alpha}) \sim$ Normal(0.49,1.14).

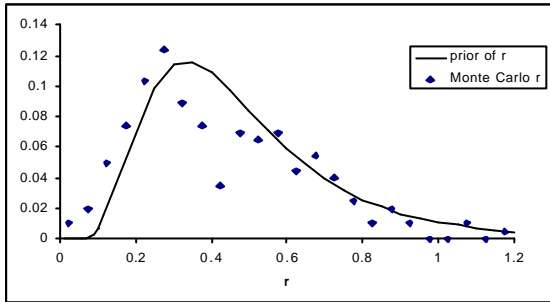


Figure E2 (left). Histogram of Monte Carlo estimates of r (points) compared to the lognormal prior used for r (line).

Appendix 6/ Appendice 6/ Apéndice 6

**Exploring the relation between catch and catch per unit of effort indices/
Examen de la relación entre los índices de captura y de captura por unidad d'effort/
Explorando la relación entre el índice de captura y el índice de captura por unidad de esfuerzo**

The production model does not fit well the CPUE trend. In an attempt to explain this lack of fit an index of fishing effort is calculated from the ratio of catch and the continuity case combined CPUE. The resulting effort and CPUE can be plotted to show that the relationship between the two variables is non linear (**Figure F1**). Furthermore the relationship between catch and effort is not obviously parabolic (**Figure F1**) and assessment proceed under the assumption that effort is known without error.

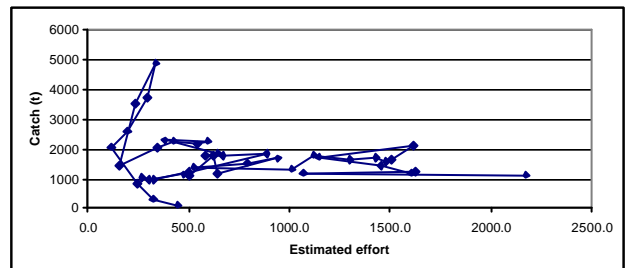
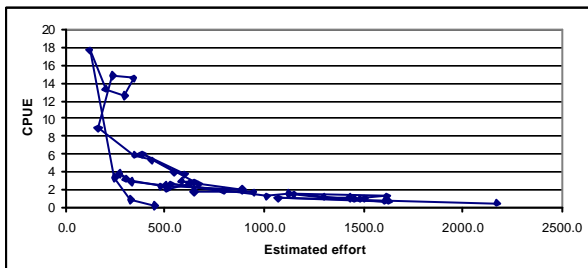


Figure F1. Relationships between calculated fishing effort and CPUE (left panel) and catch (right panel).

The calculated fishing effort was then used to fit an ASPIC model where catch was calculated and fishing effort assumed to be known without error. The estimated biomass varied much less than the observed CPUE and the predicted catch in the earlier part of the time series was much lower than the observed, showing again that the model can not explain both the CPUE and the catch of the early years of the fishery (**Table F2, Figure F2**).

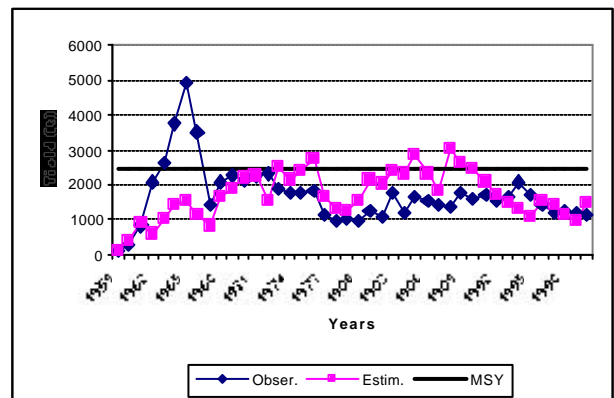
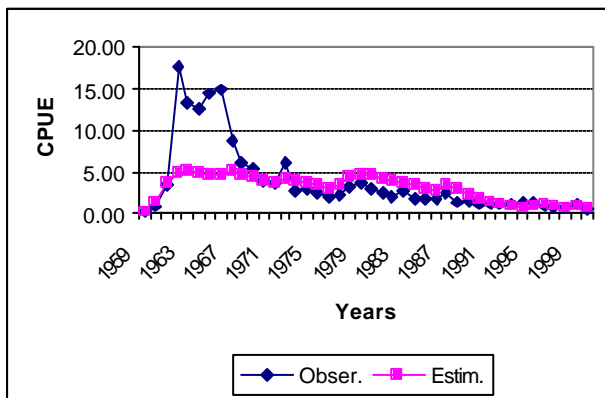


Figure F2. ASPIC fits when CPUE is conditioned on effort rather than catch.

Table E2. Input and output of ASPIC model

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)									
Number of years analyzed:		42		Number of bootstrap trials:					0
Number of data series:		1		Lower bound on MSY:					1.000E+02
Objective function computed:		in yield		Upper bound on MSY:					1.000E+04
Relative conv. criterion (simplex):		1.000E-08		Lower bound on r:					2.000E-02
Relative conv. criterion (restart):		3.000E-08		Upper bound on r:					5.000E+00
Relative conv. criterion (effort):		1.000E-04		Random number seed:					9234138
				Monte Carlo search trials:					20000
GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING FOR NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS									
Weighted	Weighted	Current	Suggested	R-squared					
Loss component number and title				SSE	N	MSE	weight	weight	in CPUE
Loss(0) Penalty for BLR > 2				0.000E+00	1	N/A	1.000E+00	N/A	
Loss(1) LL Jap. WHM Total Atl. Yield				1.101E+01	42	2.752E-01	1.000E+00	1.000E+00	0.307
TOTAL OBJECTIVE FUNCTION:				1.10099575E+01					
Number of restarts required for convergence:				6					
Est. B/Bmsy coverage index (0 worst, 2 best):				1.8148					< These two measures are defined in Prager
Est. B/Bmsy nearness index (0 worst, 1 best):				1.0000					< et al. (1996), Trans. A.F.S. 125:729
MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)									
Parameter		Estimate	Starting guess	Estimated	User guess				
BLR	Starting B/Bmsy, year 1959	2.317E-02	1.000E+00	1	1				
MSY	Maximum sustainable yield	2.413E+03	4.000E+03	1	1				
r	Intrinsic rate of increase	2.822E+00	4.000E-01	1	1				
.....	Catchability coefficients by fishery:								
q(1)	LL Jap. WHM Total Atl. Yield	1.655E-03	1.500E-02	1	1				
MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)									
Parameter		Estimate	Formula	Related quantity					
MSY	Maximum sustainable yield	2.413E+03	Kr/4						
K	Maximum stock biomass	3.421E+03							
Bmsy	Stock biomass at MSY	1.710E+03	K/2						
Fmsy	Fishing mortality at MSY	1.411E+00	r/2						
F(0.1)	Management benchmark	1.270E+00	0.9*Fmsy						
Y(0.1)	Equilibrium yield at F(0.1)	2.389E+03	0.99*MSY						
B./Bmsy	Ratio of B(2001) to Bmsy	1.337E-01							
F./Fmsy	Ratio of F(2000) to Fmsy	2.548E+00							
F01-mult	Ratio of F(0.1) to F(2000)	3.532E-01							
Ye./MSY	Proportion of MSY avail in 2001	2.496E-01	2*Br-Br^2	Ye(2001) = 6.023E+02					

**Results of sensitivity runs made with ASPIC/
 Résultats des passages de sensibilité réalisés avec ASPIC/
 Resultados de los ensayos de sensibilidad realizados con ASPIC**

A number of different sensitivity runs were done to test the effects of using different data and model specifications with the ASPIC model. In terms of the ASPIC specifications the following variants were run:

- Three types of production functions were attempted,
 - Schaeffer,
 - Fox and
 - Generalized.
- Two types of fitting criteria,
 - LME and
 - LS
- Initial biomass ratios (B_1/K)
 - Fixed to 1
 - Estimated

Different CPUE indices were then combined to the variants above to look at the relative importance of different ASPIC variants and types of indices in the assessment. Summary results combinations are presented in **Tables G1 to G3** and **Figures G1 to G6**.

Table G1. Management parameters from sensitivity runs. Effects of production model choice and weighting procedure for combined CPUE index. All runs are ASPIC with LMS. The number inside the parenthesis shows the number of the sensitivity run.

Fox model weighted combined index (3)

<u>Parameter Estimate</u>	
MSY	505
B_{msy}	13,500
F_{msy}	0.0373
N	1.01
G	238
$B./B_{msy}$	0.589
$F./F_{msy}$	3.65
$Y_e.$	454
$Y_e./MSY$	0.9

Logistic model unweighted index (4)

<u>Parameter Estimate</u>	
MSY	460
B_{msy}	22,300
F_{msy}	0.0207
N	2.00
G	4.0
$B./B_{msy}$	2.99E-01
$F./F_{msy}$	7.70E+00
$Y_e.$	2.34E+02
$Y_e./MSY$	5.09E-01

Fox model unweighted index (5) Logistic model Habitat index (6) Fox model Habitat index (7)

<u>Parameter Estimate</u>		<u>Parameter Estimate</u>		<u>Parameter Estimate</u>	
MSY	695	MSY	1,020	MSY	382
B _{msy}	14,300	B _{msy}	27,700	B _{msy}	18,000
F _{msy}	0.0488	F _{msy}	0.0037	F _{msy}	0.0212
N	1.01	N	2.0	N	1.01
G	238	G	4.0	G	238
B./B _{msy}	0.301	B./B _{msy}	0.99	B./B _{msy}	1.92
F./F _{msy}	5.03	F./F _{msy}	11.0	F./F _{msy}	1.52
Y _{e.}	459	Y _{e.}	102	Y _{e.}	252
Y _{e.} /MSY	0.66	Y _{e.} /MSY	1.0	Y _{e.} /MSY	0.661

Table G2. Management parameters from sensitivity runs. Effects of developing combined index with different assumptions about the Japanese index and different production functions. All runs with ASPIC and LS, results are shown for cases where the initial biomass is estimated and for those where it is fixed to be equal to K.

Habitat model index eliminating the first three years of data (using 1962 onwards), Schaeffer production model (sensitivity runs 10 and 11).

<u>Parameter</u>	<u>B1/K</u>	<u>MSY</u>	<u>R</u>	<u>B./Bmsy</u>	<u>F./Fmsy</u>
B ₁ =K	2	1,320	0.16	0.37	2.2
B ₁ =estimated	6.50E+06	958	0.099	0.83	1.5

Continuity case index, generalised production model (sensitivity runs 12 and 13)

<u>Parameter</u>	<u>B1/K</u>	<u>MSY</u>	<u>phi</u>	<u>B./Bmsy</u>	<u>F./Fmsy</u>
B ₁ =K	1	3	0.6	0.65	652
B ₁ =estimated	0.29	1,784	0.6	0.17	3.7

Continuity case, generalised production model eliminating the first three years of data (using 1962 onwards) (sensitivity runs 14 and 15)

<u>Parameter</u>	<u>B1/K</u>	<u>MSY</u>	<u>phi</u>	<u>B./Bmsy</u>	<u>F./Fmsy</u>
B ₁ =K	1	1,278	0.15	1.1	0.8
B ₁ =estimated	0.997	1,277	0.15	1.1	0.8

Table G3. Management parameters from sensitivity runs. All runs with ASPIC, Schaeffer and LS optimization.

Continuity case but estimating B₁/K ratio and by splitting the Japanese CPUE into two periods before combining (sensitivity runs 30 and 31)

	<u>B₁/K</u>	<u>MSY</u>	<u>F-MSY</u>	<u>B./Bmsy</u>	<u>F./Fmsy</u>
Continuity	0.904	973	0.041	0.12	8.46
Splitted JLL	1.970	356	0.016	0.286	1.03

Only using Japanese longline index, (sensitivity runs 32 and 33)

	<u>B₁/K</u>	<u>MSY</u>	<u>F-MSY</u>	<u>B./Bmsy</u>	<u>F./Fmsy</u>
Habitat	0.27	5580	0.353	1.76	0.23
GLM	0.738	2430	0.0576	1.98E-05	139

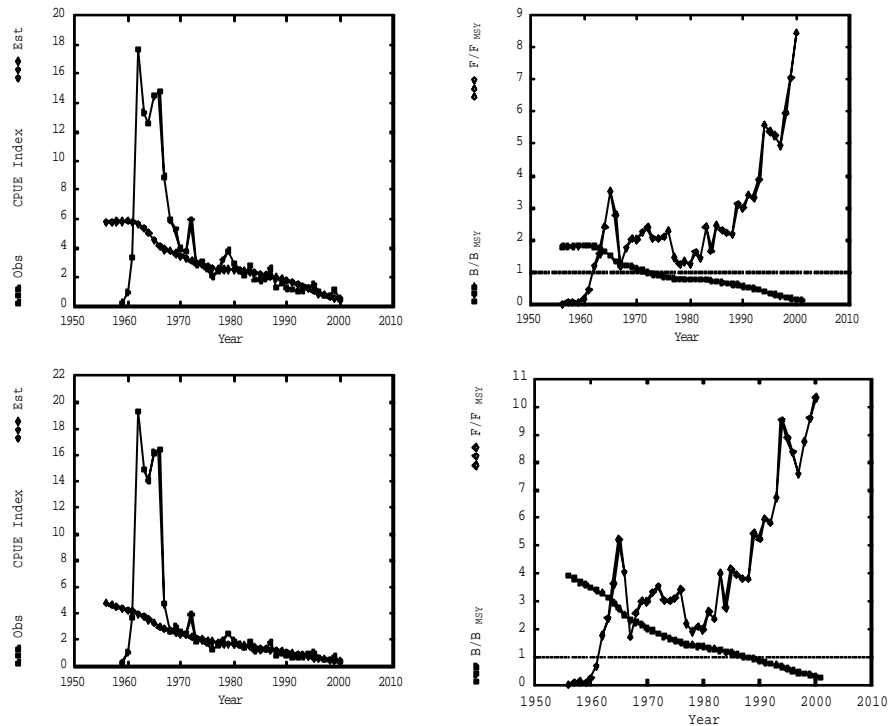


Figure G1. Result of sensitivity runs with Schaeffer production model, least median squares and for continuity case but estimating the B_t/K (sensitivity run 30, upper panel) and by splitting the Japanese CPUE into two periods before combining (sensitivity run 31, lower panel).

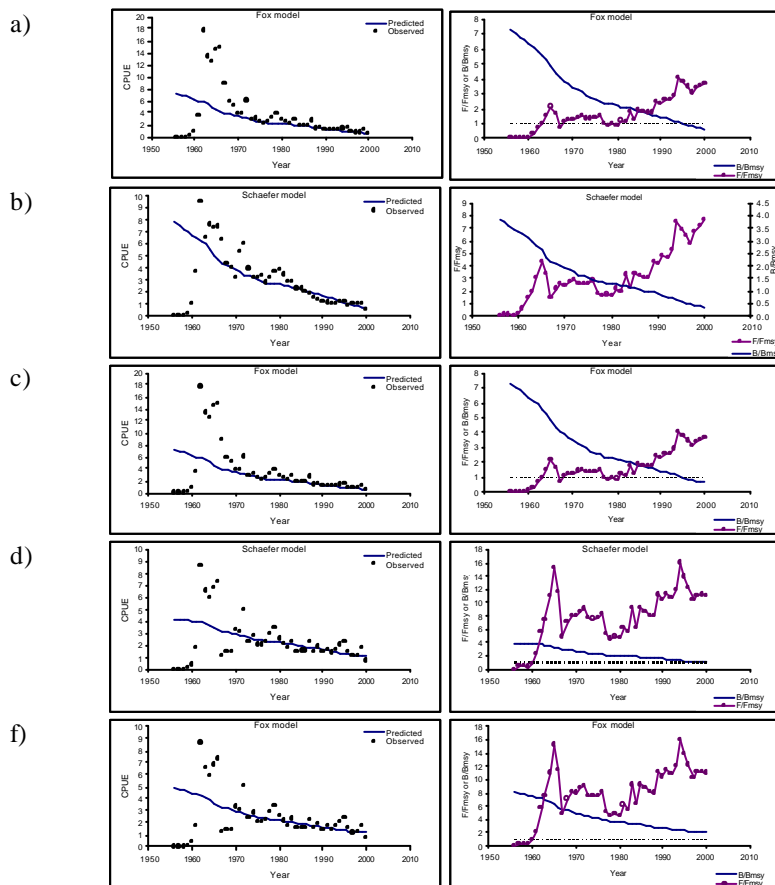
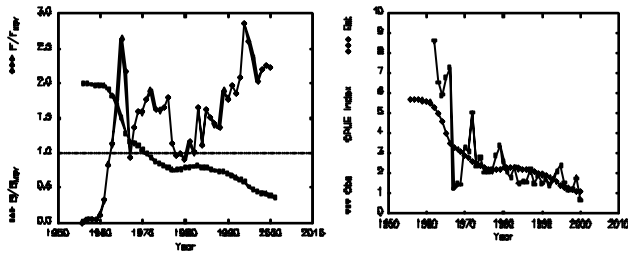


Figure G2. Result of sensitivity runs 26, ASPIC applications with Least Median Square optimization: (a) Fox model weighted combined index (sensitivity run 2), (b) Logistic model unweighted index (sensitivity run 3), (c) Fox model unweighted index (sensitivity run 4), (d) Logistic model Habitat index (sensitivity run 5) (e) Fox model Habitat index (sensitivity run 6).

B1=K



B1=Estimated

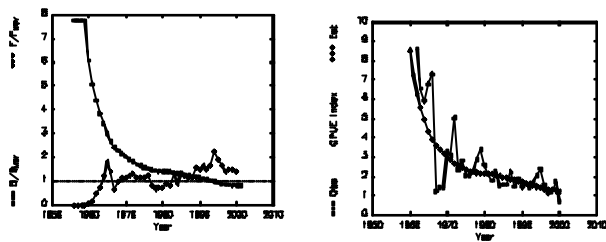
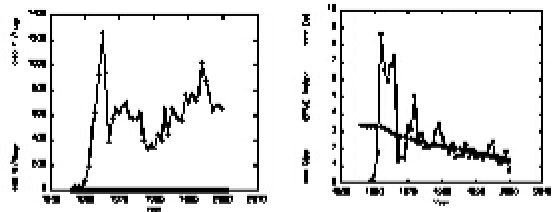
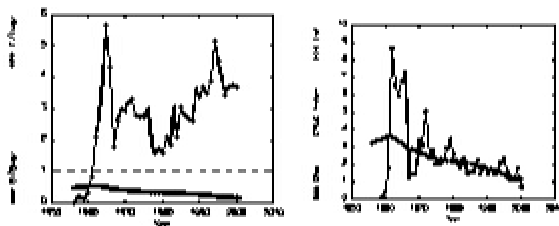


Figure G3. Results of ASPIC Shaeffer production model restricted to the period 1962-2000 with Least Median Square optimization with index of abundance obtained by combining Japanese habitat index with other all other indices: upper panel with $B_1/K=1$ (sensitivity run 10) and lower panel with B_1/K ratio estimated (sensitivity run 11).

GPUR= 1962-2000, B1=K



CPUE= original, B1= estimated



CPUE= 1962-2000, B1= (Results of B1= estimated are very similar to this result)

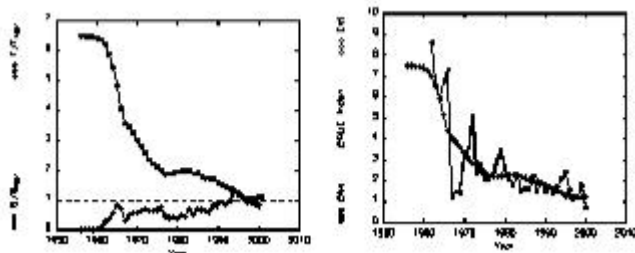


Figure G4. Results of ASPIC generalized production model with Least Median Square optimization with index of abundance from continuity case: upper panel with $B_1/K = 1$ (sensitivity run 12), middle panel with B_1/K ratio estimated (sensitivity run 13), and Lower panel, restricted to the period 1962-2000 and with B_1/K ratio estimated (sensitivity run 15).

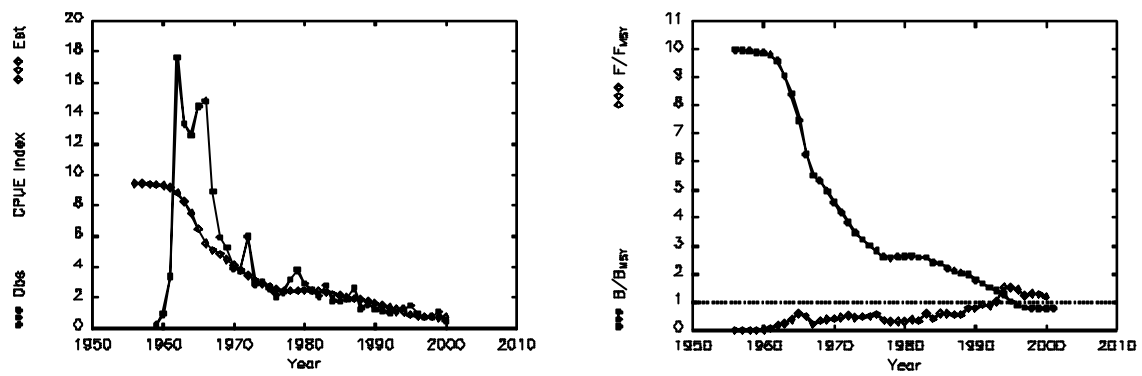


Fig.G5. Results of sensitivity run 9. ASPIC results with Least Absolute Value optimization and constrained with $B_1/K=1$. Index of abundance is from continuity case. Convergence was suspect.

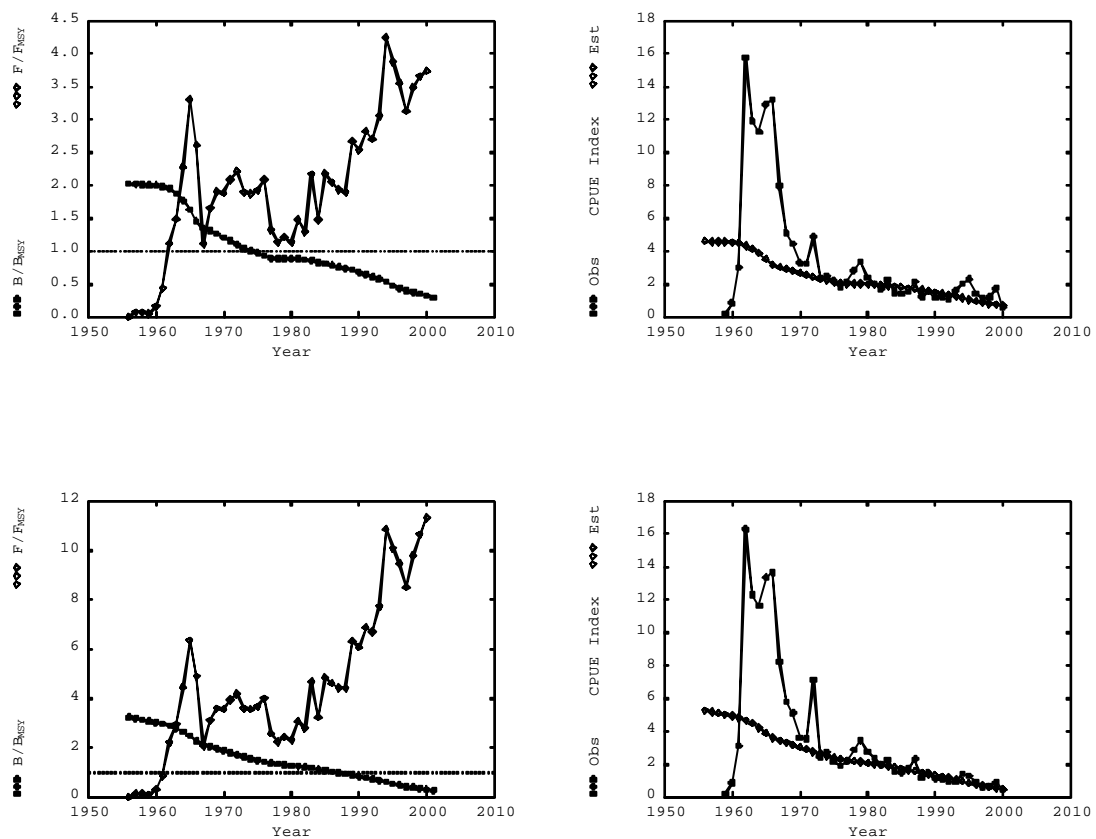


Figure G6. Sensitivity analysis for ASPIC applications with Least Median Square. Combined abundance index developed by considering Chinese Taipei index as a single index and including the data within the EEZ (upper panels Sensitivity run 7) and without including the data within the EEZ (lower panels Sensitivity run 8). Left hand graphs are for the Fishing mortality and biomass ratios and right hand graphs are the observed combined abundance index (open diamonds) and fitted biomass (black circles).

**Results of sensitivity runs made with Bayesian production model/
 Résultats des passages de sensibilité réalisés avec le modèle de production bayésien/
 Resultados de los ensayos de sensibilidad realizados con un modelo de producción Bayesiano**

The Bayesian production model presented in SCRS/2002/067 was used to perform several sensitivity analysis of the assessment of white marlin and for stochastic projections. Assessments were conducted for several abundance indices, namely the continuity case (**Table H1, Figure H1**), the two abundance indices, one commercial, one recreational (**Table H2, Figure H2**) and the combined index incorporating the habitat model results for the Japanese CPUE (**Table H3, Figure H3**).

Similarly, stochastic projections were performed with the corresponding starting points in 2000 obtained from the assessments above mentioned. Projections were conducted as described in section 6. Projections were conducted from the assessments obtained for several abundance indices, namely the continuity case (**Table 9 Detailed Report, Figure H4**), the two abundance indices, one commercial, one recreational (**Table H4, Figure H5**) and the combined index incorporating the habitat model results for the Japanese CPUE (**Table H5, Figure H6**).

Table H1. Surplus production model with informative prior continuity case. The correlation between r and K is -1.000, so the posterior may not be well estimated (current year = 2000).

<i>Parameter</i>	<i>Exp. Val.</i>	<i>CV</i>
K	36210	0.17
R	0.15	0.31
MSY	1,255	0.13
B _{cur}	4,557	0.68
B _{cur} /K	0.12	0.65
Binit1	36191	0.17
B _{cur} /binit1	0.12	0.65
C _{cur} /MSY	0.92	0.14
f _{cur} /f _{msy}	5.83	0.85
b _{cur} /b _{msy}	0.25	0.65
c _{cur} /rep-y	2.36	0.45
B _{msy}	18,105	0.17
Repl. yield	578	0.45

Table H2. Surplus production model with informative prior with recreational combined index and commercial combined index (current year = 2000).

<i>Parameter</i>	<i>Exp. Val.</i>	<i>CV</i>
K	41,820	0.14
r	0.11	0.27
MSY	1,111	0.13
B _{cur}	5,920	0.42
B _{cur} /K	0.14	0.36
binit1	41,801	0.14
B _{cur} /binit1	0.14	0.36
C _{cur} /MSY	1.04	0.14
f _{cur} /f _{msy}	4.22	0.42
b _{cur} /b _{msy}	0.28	0.36
c _{cur} /rep-y	2.15	0.28
b _{msy}	20,910	0.14
Repl. yield	566	0.27

Table H3. Surplus production model with informative prior habitat model sensitivity analysis (current year = 2000).

<i>Parameter</i>	<i>Exp. Val.</i>	<i>CV</i>
K	54,343	0.40
R	0.51	0.54
MSY	6,501	0.64
B _{cur}	51,629	0.42
B _{cur} /K	0.95	0.07
binit1	54,324	0.40
B _{cur} /binit1	0.95	0.07
C _{cur} /MSY	0.24	0.58
f _{cur} /f _{msy}	0.14	0.78
b _{cur} /b _{msy}	1.89	0.07
c _{cur} /rep-y	0.90	0.08
B _{msy}	27,171	0.40
Repl. yield	1,264	0.08

Table H4. Decision analysis with CPUE series for recreational and commercial fisheries, and informative priors, from the Bayesian surplus production model. Catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t. The indicators shown are the expected value of the final biomass relative to B_{msy} , the probability that the final biomass is below 20% of K, the probability that the final biomass is above B_{msy} , the probability of population increase, and probability that the final F is lower than the current F.

Horizon	Policy	$E(B_{fin}/B_{msy})$	$P(B_{fin} < 0.2K)$	$P(B_{fin} > B_{msy})$	$P(B_{fin} > B_{cur})$	$P(F_{fin} < F_{cur})$
10-year	TAC= 0	0.63	0.11	0.04	1.00	1.00
	TAC= 100	0.56	0.21	0.02	1.00	1.00
	TAC= 200	0.50	0.33	0.01	0.99	1.00
	TAC= 300	0.43	0.47	0.01	0.93	0.99
	TAC= 599	0.24	0.81	0.00	0.28	0.66
	TAC= 1130	0.05	0.99	0.00	0.00	0.00
	HRF= 0.18	0.12	1.00	0.00	0.01	0.54
	HR= 0.1	0.26	0.91	0.00	0.39	0.96
	HR= 0.05	0.41	0.50	0.00	0.99	1.00
	HR _{msy} =0.052	0.42	0.48	0.00	0.99	1.00
	20-year	TAC= 0	1.13	0.00	0.64	1.00
TAC= 100		1.00	0.01	0.49	1.00	1.00
TAC= 200		0.85	0.08	0.33	0.99	1.00
TAC= 300		0.69	0.22	0.20	0.93	0.97
TAC= 599		0.23	0.76	0.02	0.28	0.43
TAC= 1130		0.03	1.00	0.00	0.00	0.00
HR= 0.18		0.06	1.00	0.00	0.01	0.51
HR= 0.1		0.26	0.87	0.00	0.39	0.96
HR= 0.05		0.58	0.23	0.04	0.99	1.00
HR _{msy} =0.052		0.59	0.21	0.05	0.99	1.00
30-year		TAC= 0	1.54	0.00	0.96	1.00
	TAC= 100	1.40	0.00	0.86	1.00	1.00
	TAC= 200	1.22	0.03	0.72	0.99	1.00
	TAC= 300	0.98	0.13	0.52	0.93	0.95
	TAC= 599	0.27	0.73	0.09	0.28	0.34
	TAC= 1130	0.02	1.00	0.00	0.00	0.00
	HR= 0.18	0.04	1.00	0.00	0.01	0.34
	HR= 0.1	0.27	0.81	0.00	0.39	0.96
	HR= 0.05	0.72	0.13	0.18	0.99	1.00
	HR _{msy} =0.052	0.75	0.11	0.21	0.99	1.00

Table H5. Decision analysis with the combined index using the habitat model for the Japanese longline data. Catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t. The indicators shown are the expected value of the final biomass relative to B_{msy} , the probability that the final biomass is below 20% of K, the probability that the final biomass is above B_{msy} , the probability of population increase, and probability that the final F is lower than the current F.

Horizon	Policy	$E(B_{fin}/B_{msy})$	$P(B_{fin} < 0.2K)$	$P(B_{fin} > B_{msy})$	$P(B_{fin} > B_{cur})$	$P(F_{fin} < F_{cur})$
10-year	TAC= 0	1.99	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 100	1.98	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 200	1.96	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 300	1.95	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 599	1.92	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 1130	1.86	0.00	1.00	0.96	1.00
	HR= 0.024	1.87	0.00	1.00	0.58	0.50
	HR= 0.013	1.92	0.00	1.00	0.97	0.94
	HR= 0.006	1.96	0.00	1.00	1.00	1.00
	HR _{msy} =0.16	0.57	0.41	0.16	0.00	0.00
	20-year	TAC= 0	2.00	0.00	1.00	1.00
TAC= 100		1.99	0.00	1.00	1.00	1.00
TAC= 200		1.98	0.00	1.00	1.00	1.00
TAC= 300		1.96	0.00	1.00	1.00	1.00
TAC= 599		1.93	0.00	1.00	1.00	1.00
TAC= 1130		1.86	0.00	1.00	0.96	1.00
HR= 0.024		1.87	0.00	1.00	0.58	0.50
HR= 0.013		1.93	0.00	1.00	0.97	0.94
HR= 0.006		1.97	0.00	1.00	1.00	1.00
HR _{msy} =0.16		0.49	0.51	0.16	0.00	0.00
30-year		TAC= 0	2.00	0.00	1.00	1.00
	TAC= 100	1.99	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 200	1.98	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 300	1.97	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 599	1.93	0.00	1.00	1.00	1.00
	TAC= 1130	1.86	0.00	1.00	0.96	1.00
	HR= 0.024	1.87	0.00	1.00	0.58	0.50
	HR= 0.013	1.93	0.00	1.00	0.97	0.94
	HR= 0.006	1.97	0.00	1.00	1.00	1.00
	HR _{msy} =0.16	0.47	0.53	0.16	0.00	0.00

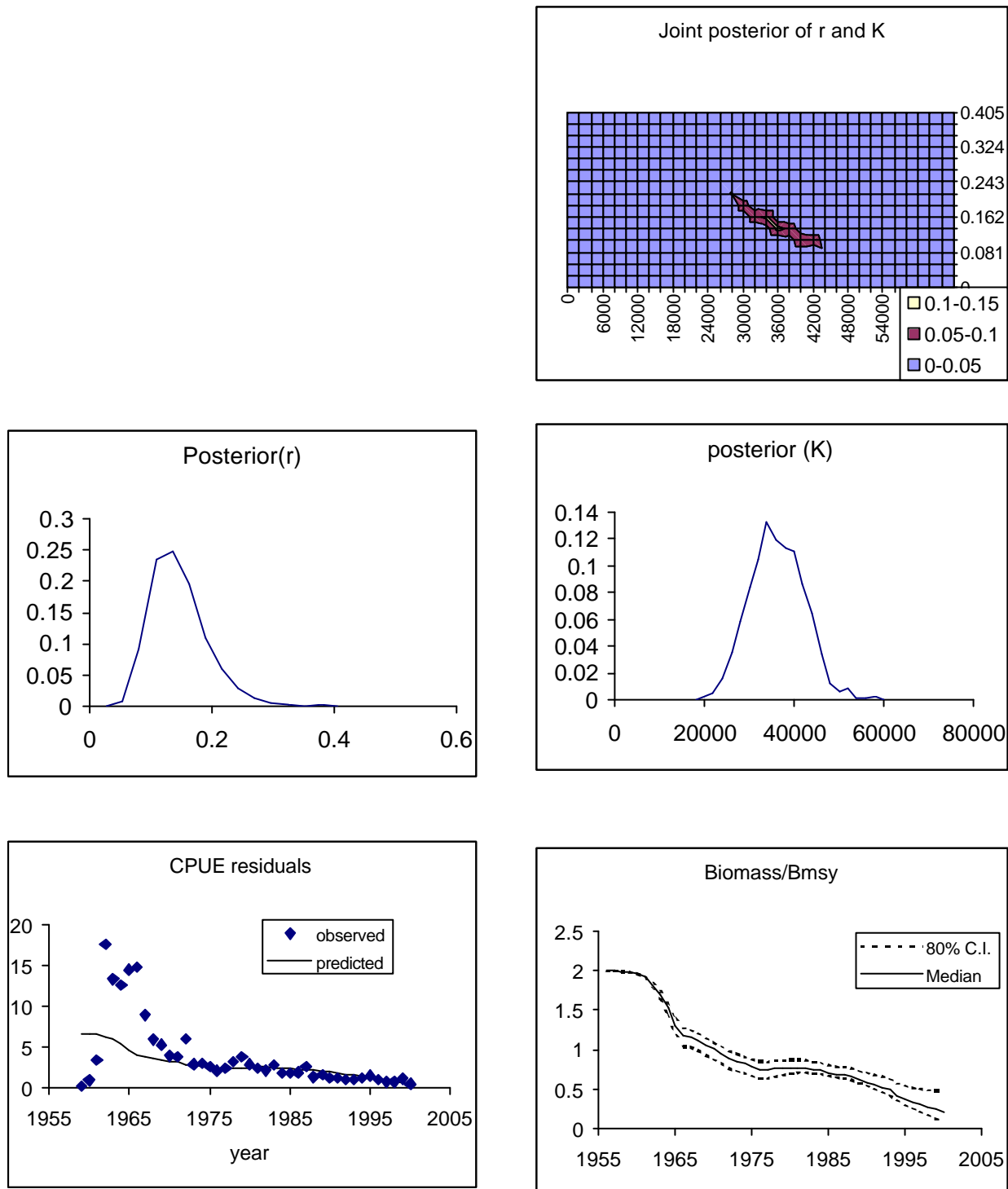


Figure H1 . Results with the continuity CPUE index.

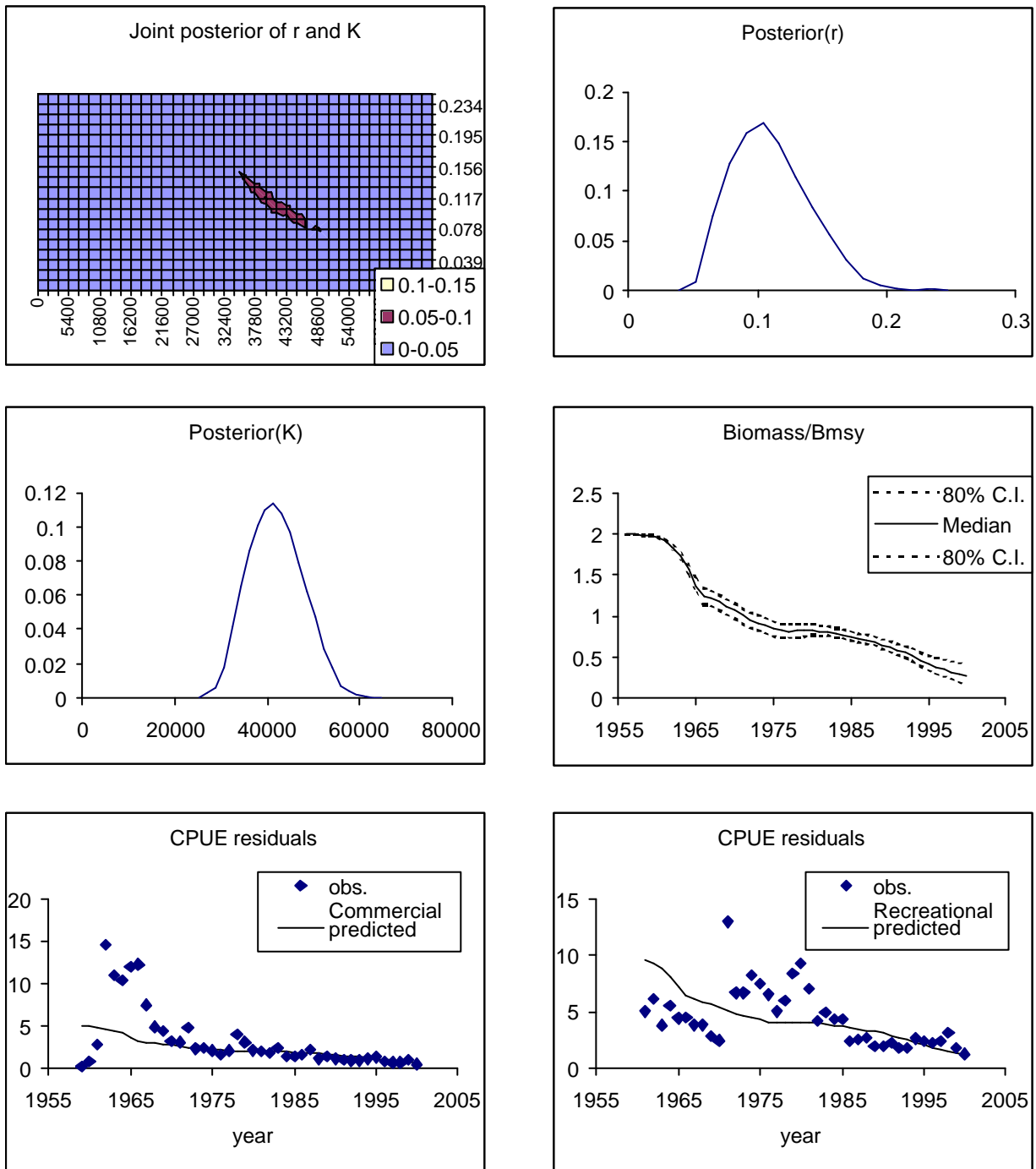


Figure H2 . Results with composite CPUE indices for recreational and commercial series.

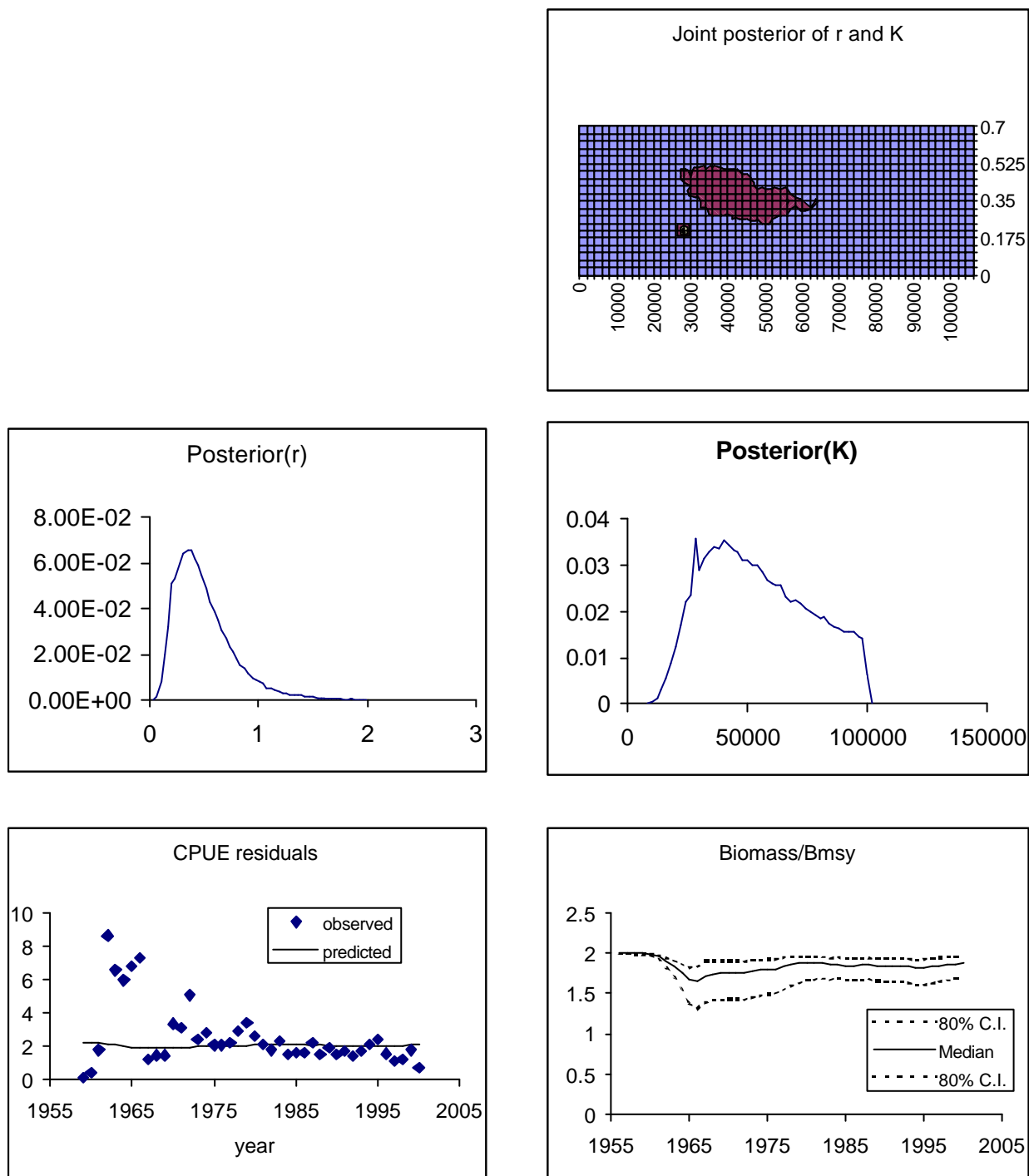


Figure H3. Results with composite CPUE index d using the habitat model for the Japanese longline series.

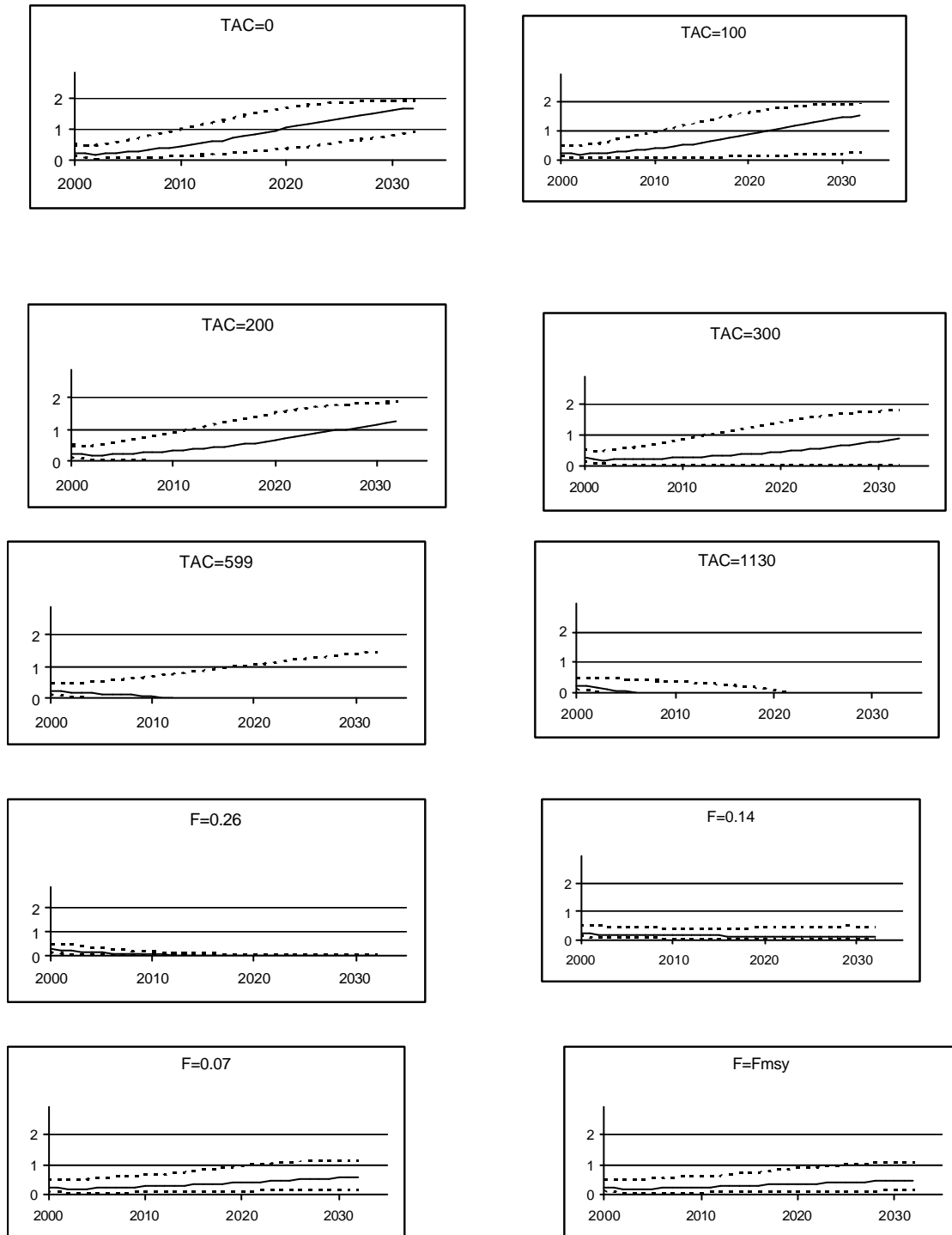


Figure H4. Projections of biomass relative to B_{msy} with continuity case data, and informative priors, from the Bayesian surplus production model. Catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t. The trajectories show the median (solid line) and 80% credibility intervals (dashed lines).

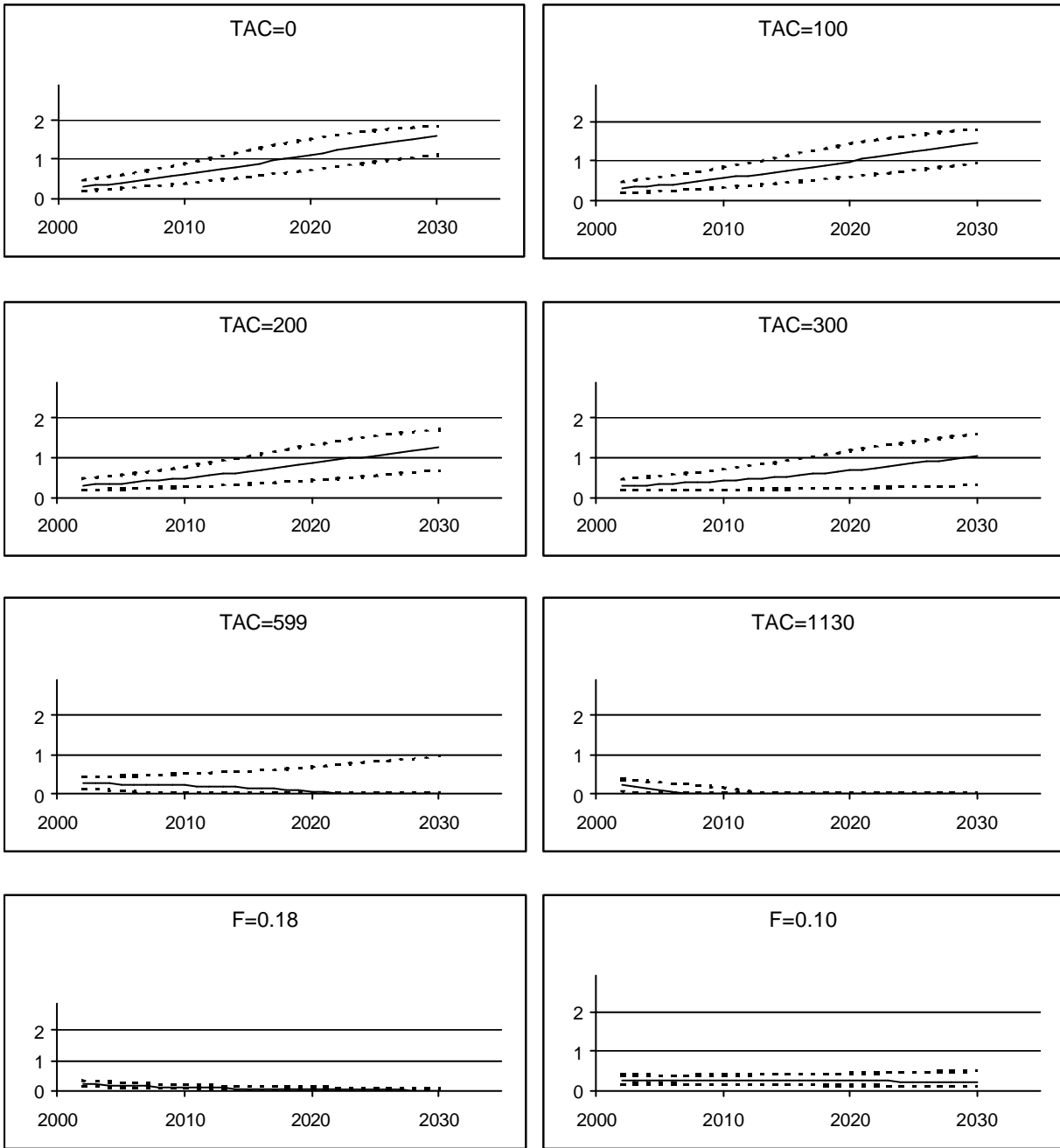


Figure H5. Projections of biomass relative to B_{msy} with separate recreational and commercial series, and informative priors, from the Bayesian surplus production model. Catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t. The trajectories show the median (solid line) and 80% credibility intervals (dashed lines).

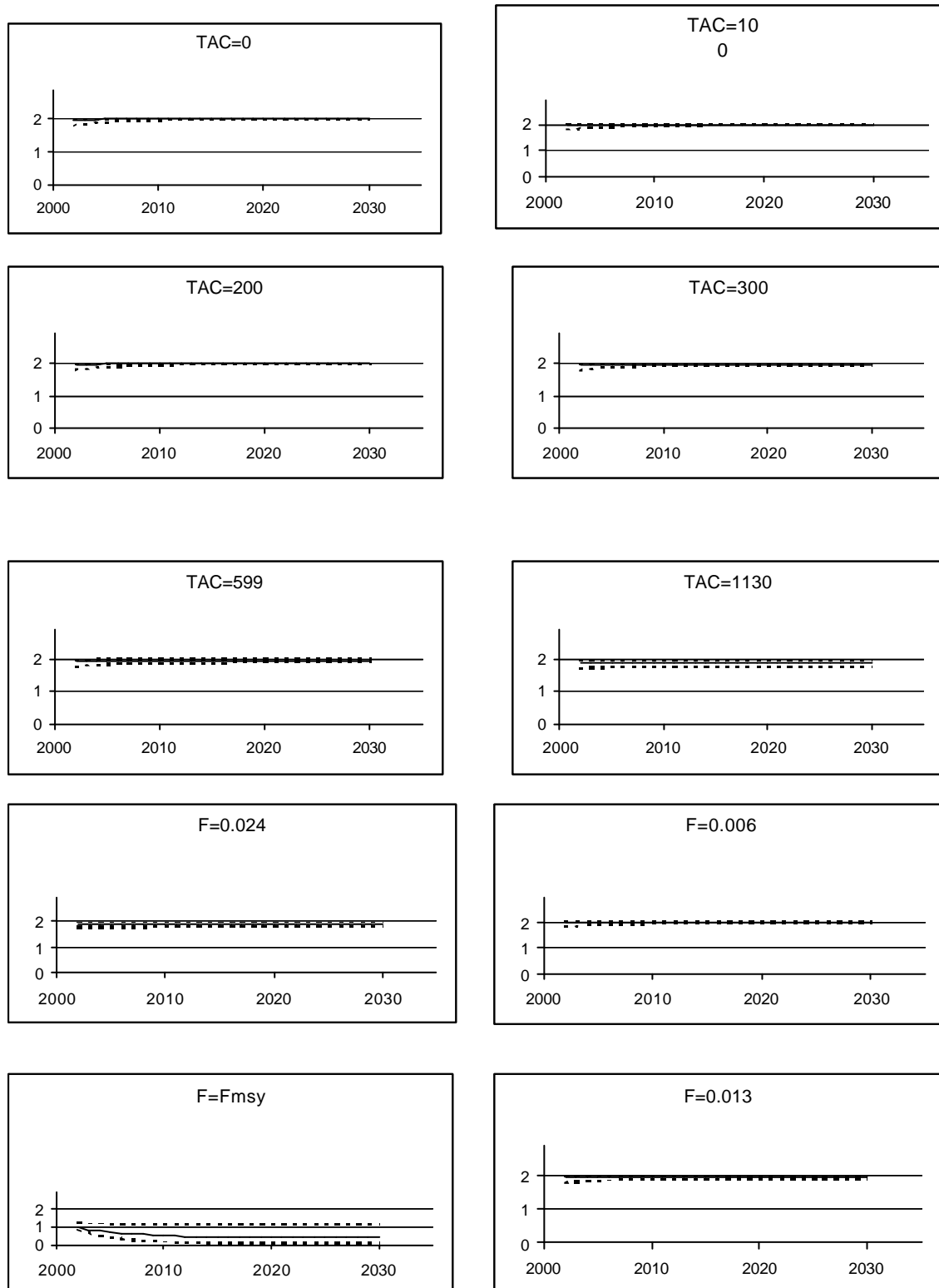


Figure H6. Projections of biomass relative to B_{msy} using the habitat model for the Japanese longline data, and informative priors, from the Bayesian surplus production model. Catch in 2001 and 2002 is set at 1130 t. The trajectories show the median (solid line) and 80% credibility intervals (dashed lines).

Results of sensitivity runs made with Bayesian age-structured production model / Résultats des passages de sensibilité réalisés avec le modèle de production bayésien structuré par âge / Resultados de los ensayos de sensibilidad realizados con un modelo de producción Bayesiano estructurado por la edad

The Bayesian age-structured production model presented in SCRS/2002/068 was used to perform several sensitivity analysis of the assessment of white marlin and for stochastic projections. Assessments were conducted for several abundance indices, namely the continuity case (**Figure I1**), the combined index incorporating the habitat model results for the Japanese CPUE (**Figure I2**), and the two abundance indices, one commercial, one recreational (**Figure I3**).

Similarly, deterministic stochastic projections were performed with the corresponding starting points in 2000 obtained from the assessments above mentioned. Projections were conducted as described in section 6. Projections were conducted from the assessments obtained for several abundance indices, namely the continuity case, the two abundance indices, one commercial, one recreational and the combined index incorporating the habitat model results for the Japanese CPUE. Details of the results are presented in **Figure I3** of the Detailed Report.

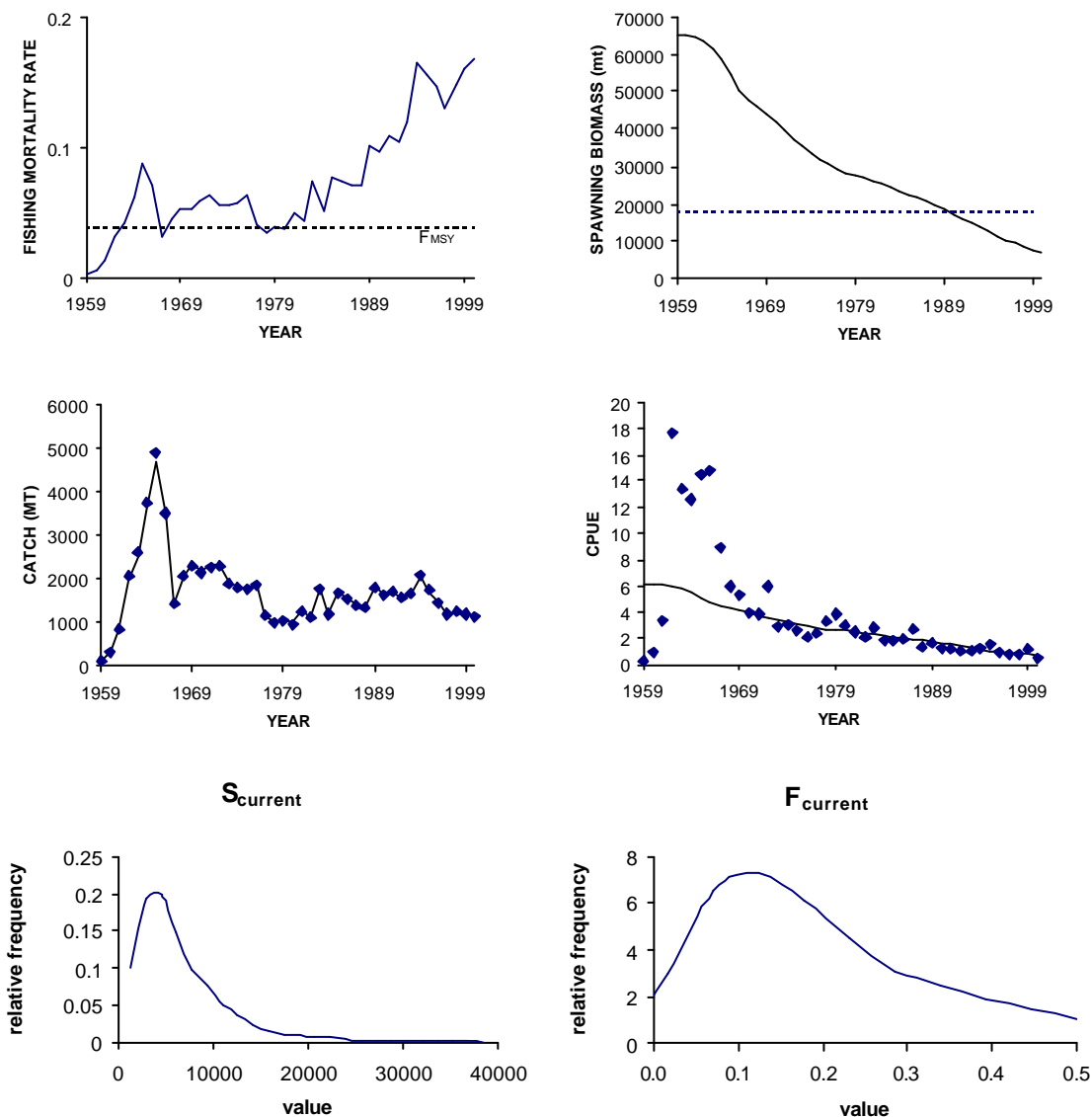


Figure I1. ASPM Continuity case.

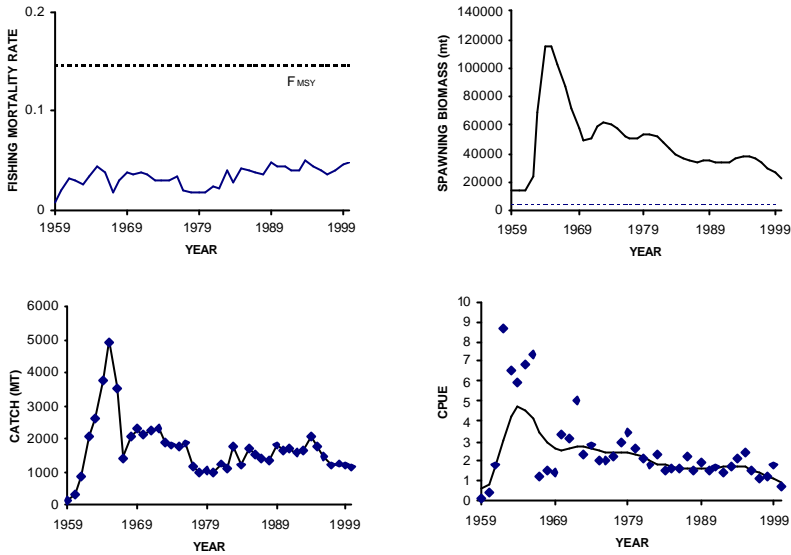


Figure I2. Habitat model.

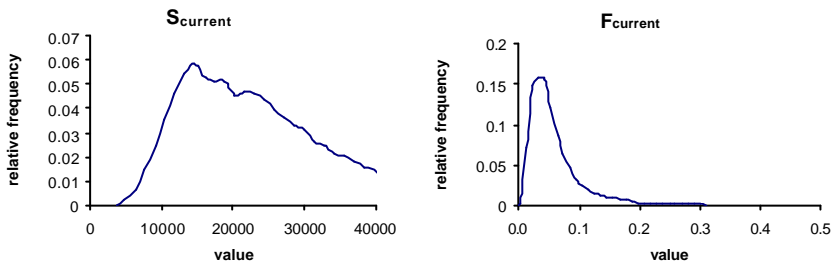
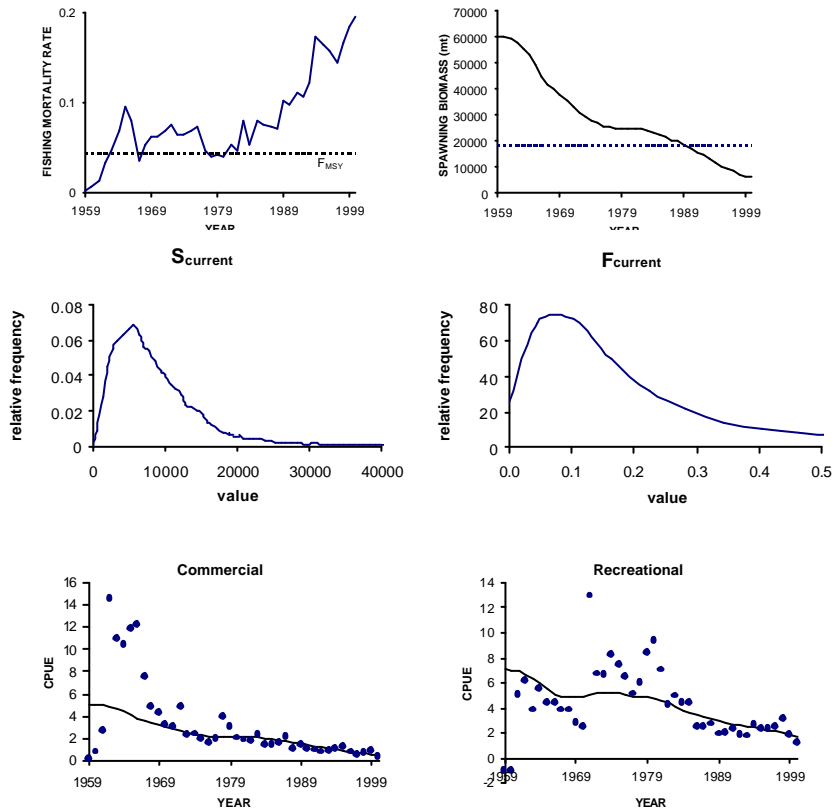


Figure I3. Two-index model.



**Results of Sensitivity Runs Made with the FISHLAB Software/
 Résultats des passages de sensibilité réalisés avec le logiciel FISHLAB/
 Resultados de los ensayos de sensibilidad realizados con el programa FISHLAB**

The FISHLAB software was used to replicate one of the sensitivity analyses conducted in the last assessment where a production model was fitted to all individual CPUE time series at the same time. Series were weighted by their partial catches as explained in the detailed report.

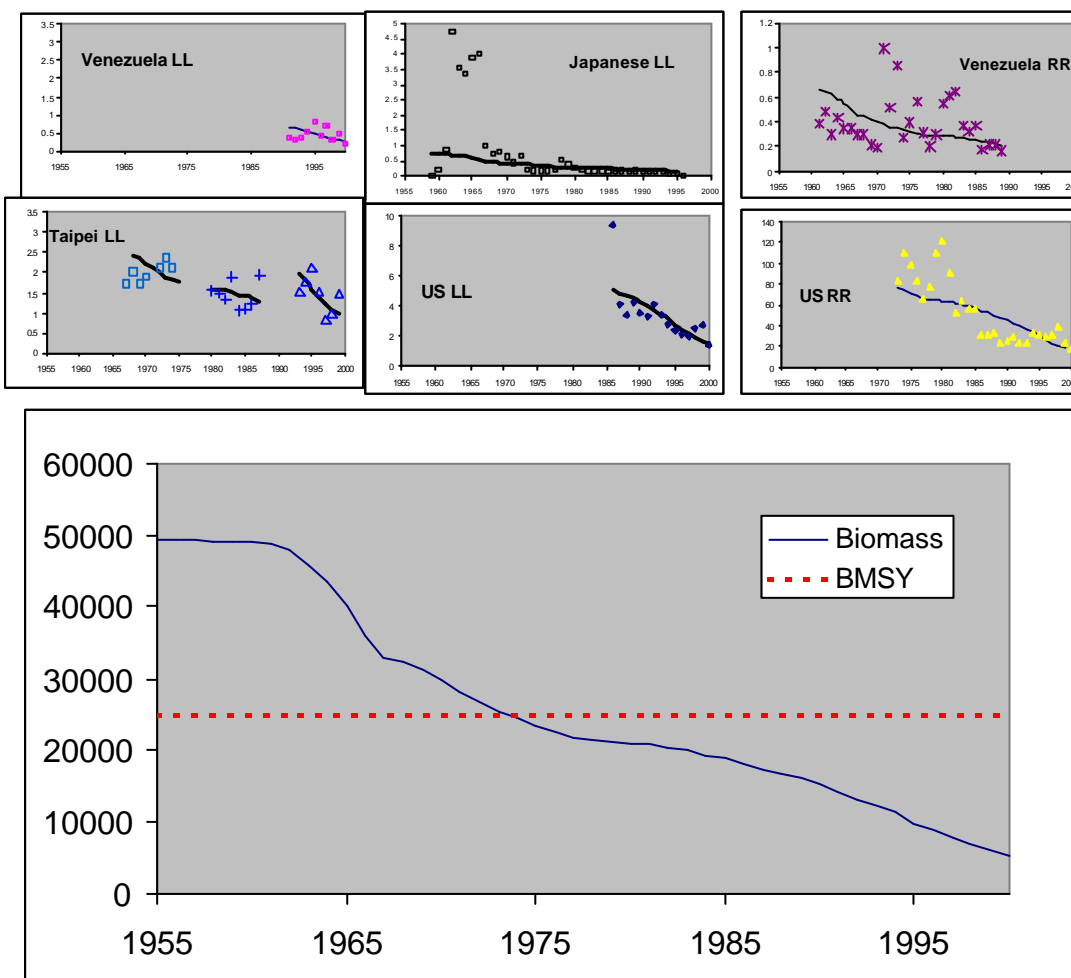
Table J1. Estimates of model and management parameters for the FISHLAB model.

<i>Model Parameters</i>	<i>value</i>
R	0.07
K	49438.07
B1950/K	1.00

<i>Fleet</i>	<i>catchability</i>	<i>stderr</i>
JAPLL	1.50E-05	0.879627491
USLL	2.83E-04	0.246949388
VENLL	4.65E-05	0.474822044
USRR	3.02E-03	0.376753645
TAI1	7.56E-05	0.25390993
TAI2	1.61E-04	0.270575379
VENRR1	1.36E-05	0.503591697

<i>Management Parameters</i>	<i>Value</i>
MSY	865.24
Bmsy	24719.03
Bnow/Bmsy	0.28

Figure J1 (below). Fit of the FISHLAB model to each individual CPUE series (upper panels). Also shown is the estimated biomass trajectory as a function of B_{msy} .



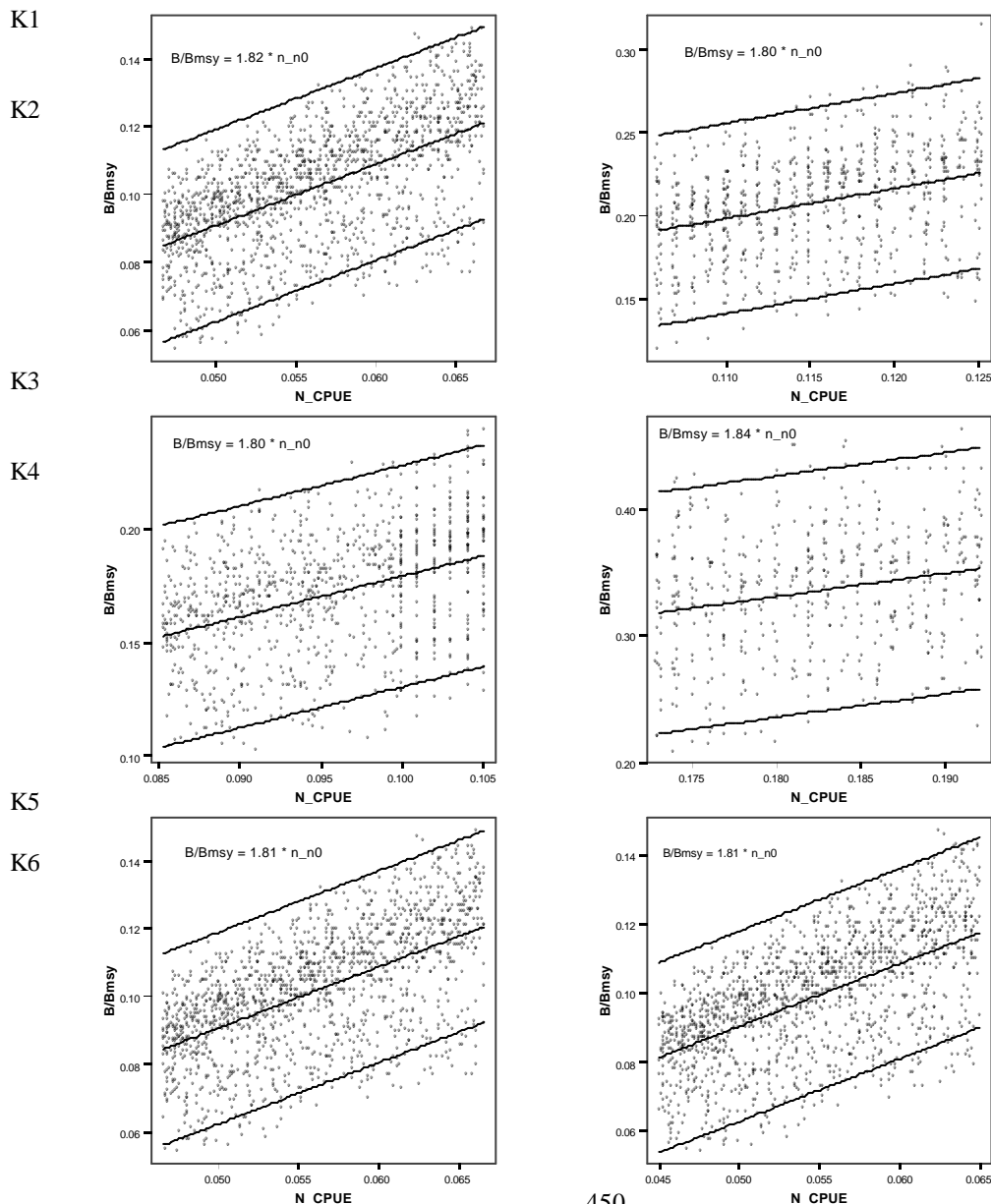
**Results of sensitivity runs made with the method of Goodyear 2002/
 Résultats des passages de sensibilité réalisés avec la méthode de Goodyear de 2002/
 Resultados de los ensayos de sensibilidad realizados con el método de Goodyear 2002**

B/B_{MSY} estimates using the methods of SCRS Working Document SCRS/2002/075 via the ratio $I_N/I_{N,Unfished}$. The value of I_N and $I_{N,Unfished}$ were the 1996-2000, and 1962-1966 means of the CPUE time series respectively.

The type of sensitivity runs conducted and a summary of its results are found in **Table K1**. The detailed results for the continuity case and each sensitivity run are found in **Figures K1 to K6**.

Table K1. Summary of sensitivity analyses.

Figure	Treatment	$I_N/I_{N,Unfished}$	Mean	B/B _{MSY}	
				95% CI LB	95% CI UB
K1	Continuity	5.7%	10.3%	7.5%	13.1%
K2	Unweighted	11.6%	20.9%	15.2%	26.7%
K3	Chinese Taipei Single Index	9.5%	17.1%	12.2%	22.0%
K4	Comb Use JP Habitat single index	18.3%	33.7%	24.1%	43.2%
K5	Comb Use Chinese Taipei noEEZ index split into 2 series	5.5%	10.0%	7.2%	12.7%
K6	Comb Use VZA Rec w/ Change eff of 2.6%	5.7%	10.3%	7.4%	13.1%



**Evaluating the use of alternative methods to explore trends in biomass/
 Evaluation de l'utilisation d'autres méthodes pour l'étude des tendances de la biomasse/
 Evaluando el uso de métodos alternativos para explorar tendencias en la biomasa**

The continuity case CPUE indices were used to explore trends in biomass, surplus production and fishing mortality as suggested by Hilborn (2001). The abundance indices were smoothed by a running average of 5 years, except that a three-year average was applied to the most recent three-year period to allow an additional year of data for the analysis (**Table L1**). Specification of a value of stock biomass in one year allows the computation of the catchability coefficient (q) which then permits computation of the biomass in the other years, surplus production in each year and the value of fishing mortality. Each of these estimates is conditioned on the selected value of stock biomass. For this analysis the biomass in 1999 was assumed to be 2940 t based on the continuity run estimate of B_{MSY} of 24,500 t and a B/B_{MSY} ratio of 0.012 in the most recent year of the assessment. This analysis indicates that the level of fishing mortality has been increasing over the period analyzed, and the rate of growth in the values of fishing mortality increased after the early 1980s. Population biomass has decreased since the mid 1960s (**Figure L1, Table L1**). The scales of both the biomass estimates and fishing mortality are controlled by the value of stock biomass in 1999, but as shown in SCRS/2002/075 and Hilborn (2001), the pattern remains largely unchanged for different levels of the initial guess for stock biomass. Annual surplus production dropped from initial high levels to negative values from 1964 through 1969, and has been generally slightly positive since (**Figure L1, Table L1**). Again, alternative assumptions about the level of stock biomass in 1999 will rescale the results, and although the pattern may remain largely unchanged the surplus production values may shift relative to zero. Future applications of Hilborn's method should evaluate the effects of alternatives for the running averages used to reduce the annual variability in the stock size estimates.

Table L1. Results of the application of Hilborn's method to compute surplus production for white marlin using observed catch, the weighted combined CPUE index for the continuity case and assuming the 1999 stock biomass is 2,940 t. The 1999-averaged index value is computed as a 3-year running average.

	Index	5-Year Running Average	Catch	Biomass	Surplus Production	Exploitation Rate
1959	0.2465		112			
1960	0.9693		318			
1961	3.3971	7.118	834	26,146	9,909	0.0319
1962	17.6489	9.588	2069	35,221	11,997	0.0587
1963	13.3278	12.291	2618	45,148	11,002	0.0580
1964	12.5985	14.573	3740	53,532	-2,669	0.0699
1965	14.4823	12.829	4911	47,123	-516	0.1042
1966	14.8091	11.351	3518	41,696	-1,833	0.0844
1967	8.9252	9.894	1433	36,345	-6,299	0.0394
1968	5.9407	7.790	2055	28,613	-6,030	0.0718
1969	5.3143	5.589	2277	20,529	126	0.1109
1970	3.9583	5.003	2154	18,378	-81	0.1172
1971	3.8047	4.395	2272	16,143	614	0.1407
1972	5.9974	3.943	2296	14,485	1,325	0.1585
1973	2.8988	3.679	1875	13,514	606	0.1387
1974	3.0576	3.333	1783	12,245	-857	0.1456
1975	2.6365	2.615	1768	9,605	2,008	0.1841
1976	2.0771	2.680	1846	9,845	2,414	0.1875
1977	2.4034	2.835	1150	10,412	1,373	0.1105
1978	3.2257	2.895	975	10,635	1,287	0.0917
1979	3.8302	2.980	1038	10,946	848	0.0948
1980	2.9396	2.928	969	10,756	676	0.0901
1981	2.5009	2.849	1251	10,464	-220	0.1196
1982	2.1451	2.448	1091	8,993	250	0.1213
1983	2.8274	2.219	1771	8,152	1,344	0.2173
1984	1.8281	2.103	1179	7,725	1,550	0.1527
1985	1.7944	2.204	1688	8,096	579	0.2084
1986	1.9200	1.902	1526	6,987	1,368	0.2183
1987	2.6499	1.859	1401	6,830	1,002	0.2051
1988	1.3183	1.751	1338	6,431	806	0.2080
1989	1.6143	1.606	1806	5,899	630	0.3061
1990	1.2509	1.286	1625	4,724	1,468	0.3440
1991	1.1967	1.243	1715	4,567	1,482	0.3754
1992	1.0499	1.180	1554	4,334	1,746	0.3585
1993	1.1046	1.232	1656	4,526	1,509	0.3659
1994	1.2979	1.192	2101	4,379	1,870	0.4797
1995	1.5117	1.129	1729	4,148	1,478	0.4169
1996	0.9962	1.061	1454	3,897	1,321	0.3731
1997	0.7360	1.025	1189	3,764	461	0.3159
1998	0.7622	0.827	1236	3,037	1,139	0.4070
1999	1.1178	0.800	1199	2,940		

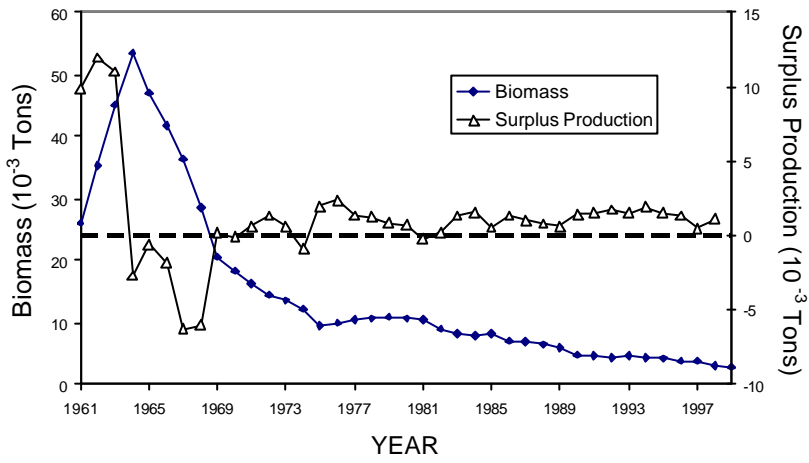
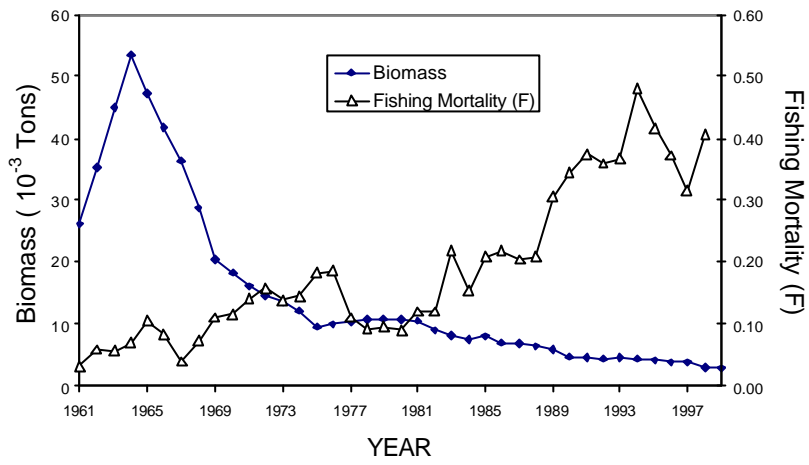


Figure L1. Biomass and fishing mortality (upper panel) and biomass and annual surplus production (lower panel) estimated with Hilborn's method for the continuity case.