

## REPORT OF THE FOURTH ICCAT BILLFISH WORKSHOP

(Miami, Florida - July 18-28, 2000)

### SUMMARY

*Details on a 2000 assessment of the status of Atlantic blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) stocks are provided. The following topics are covered: (1) review of catch, effort and size data; (2) review of available CPUE series; (3) review of biological information, including tag-release data; (4) stock assessment analyses and outlook for the stocks; (5) effects of current fishery regulations on the stocks; and (6) recommendations for research and the collection of statistics.*

### KEYWORDS

*Stock assessment, Fish catch statistics, Tuna fisheries, By-catch, Population dynamics*

## I. OPENING OF MEETING

The Fourth ICCAT Billfish Workshop was held at the NMFS Southeast Fisheries Science Center, Miami, Florida, U.S.A. on July 18 to 28, 2000, at the invitation of the Government of U.S.A. The meeting was opened by the SCRS Chairman, Dr. J. Powers. Dr. N. Thompson, Acting Science Director of the Southeast Fisheries Science Center of the National Marine Fisheries Service made an opening address, welcoming the participants. She indicated the importance of the Workshop to understanding and management of billfish and expressed her hope that significant progress could be made at the Workshop. Some financial support given by The Billfish Foundation to the Workshop was recognized and appreciated.

## II. ADOPTION OF THE AGENDA

The Tentative Agenda, previously circulated, was reviewed and adopted after some modification (**Appendix 1**). It was recognized that the SCRS Executive Summaries for blue and white marlins would also be drafted during the Workshop.

## III. APPOINTMENT OF THE CHAIRMAN AND MEETING ARRANGEMENTS

The meeting was chaired by the Billfish Coordinator, Dr. E. Prince (U.S.A.). The Workshop was divided into a Data Preparatory Section (July 18-22) and a Stock Assessment Section (July 24-28). However, the discussions were not necessarily held in this chronological order.

Workshop participants (**Appendix 2**) reviewed the list of documents which that were submitted to the SCRS (and Workshop) and accepted of all documents (**Appendix 3**).

Various rapporteurs were appointed. Dr. P. Miyake (Secretariat) was appointed overall rapporteur. The following participants were appointed rapporteurs for specific sections:

I – V.1	P. Miyake
V.2	M. Farber
VI	J. Graves, B. Luckhurst and M. Farber
VII	G. Scott, M. Prager, V. Restrepo, C. Porch and P. Goodyear
VIII	A. Venizelos

IX	Y. Uozumi
X-XII	P. Miyake
XIII	E. Prince

#### IV. REVIEW OF THE 1999 SCRS

The Workshop confirmed that the last Workshop on billfish was held in 1996 and that the SCRS, in 1998, decided to hold another Workshop at this time to update all the research on billfish (in particular, for blue and white marlins). This was further reiterated at 1999 SCRS session. The mandate given by the SCRS included a critical review of the database and assessment methods, and in-depth assessments of blue marlin and white marlin in the Atlantic Ocean. Various other recommendations by the SCRS concerning billfish research are reviewed under pertinent sections.

#### *DATA PREPARATORY SECTION, JULY 18-22*

#### V. REVIEW OF THE DATABASE

##### V.1. Review of marlin catch, effort and size data by species, country, area, and gear

###### *V.1.A. Review of working documents involving catch, effort and size statistics*

At the beginning of the Workshop, the Secretariat presented Task I catches for blue and white marlins, as contained in the ICCAT database as of July 1, 2000, and asked participants to examine the numbers while reviewing the working papers presented at the meeting. The summary of data appear as **Tables 1** and **2** and **Figures 1** through **6** (as revised subsequently).

SCRS/00/57 presented a new series of estimates of marlin landings by U.S. recreational fisheries. The Task I data reported to ICCAT in the past are minimum estimates based mostly on the tournament landings from the U.S. Atlantic Recreational Billfish Survey (RBS). This document explored the possible integration of non-tournament landings from the U.S. Marine Recreational Fishery Statistics Survey (MRFSS) into the historical Task I series. The resulting models estimated total U.S. recreational marlin landings by adjusting for the bias in the relatively precise annual RBS estimates, using the statistical relationships between the relatively unbiased, but highly imprecise MRFSS estimates, and the RBS estimates. These estimates were predictably higher than the previous RBS estimate due to more complete coverage of the recreation fishery for billfish by the MRFSS. However, due to an abrupt change in the historical size distribution of the MRFSS samples, the expanded estimates for blue marlin remain suspect and could be the result of some statistical, or other anomaly. Thus, revision to the Task I series for marlin in this document should not yet be adopted as best estimates for the historical record.

SCRS/00/60 reviewed all the size data available for blue and white marlins from U.S. recreational fisheries and U.S. and Venezuelan longline fisheries. The latter data are from onboard sampling as well as port sampling. The Workshop noted that the new data base developed for this study contains ICCAT data base as of February, 2000 plus additional data for U.S. and Venezuela which became available since then. Meanwhile, ICCAT also updated its database (for countries other than U.S. and Venezuela). Both databases were compared and were updated.

SCRS/00/63 presented a new historical series of landing of billfishes by artisanal canoe fishing, using drift gill nets, along the coast of Cote d'Ivoire. The data were revised significantly for this fishery at the 1999 SCRS, but further changes are proposed in this paper on the basis of extended studies that began in 1999. The studies cover the period 1988-1999 and are based on survey sampling of canoe fishing days and catches. The Workshop studied the new series of figures and considered that the proce-

dures for changes of historical landing figures are well documented and justified. Therefore, it decided to use the new series of data for the assessments and **recommended** the SCRS to formally adopt the new series. The landing estimates for 1984 through 1987 were made following the methodology provided in SCRS/85/46 and those figures have been entered in the ICCAT Task Idatabase. However, these data are less precise. The data before 1984 are not available, although the canoe fishery existed then. Therefore, this discontinuity in data quality must be taken into consideration during the analyses. The Workshop noted that the size data presented in SCRS/00/63 have not been transmitted to the ICCAT and the national scientists are asked to do so as soon as feasible.

SCRS/00/45 reviewed the billfish catches from the observer program sponsored by the ICCAT Billfish Research Program, currently going on in the Venezuelan longline fishery. Target species are yellowfin, albacore and swordfish, while billfishes are generally captured as non-target catch. The surveys cover from 1991 through 1999 and include size frequency samples as well as geographical distribution of catch rates (number of fish per 100 hooks). The document concludes that average catch rates for all four billfish species vary spatially and temporally in the survey area, with white marline catch rates being highest among the four species. Observer data and coverage rate were used to correct 1997 Task I catch data.

SCRS/00/74 presented the results of surveys made in the Venezuelan gillnet fisheries, started in the late 1980s, which target billfishes. It was reported that the fishing effort has been increasing, though the number of vessels has been strictly controlled by the State's law. The report includes the landings of blue and white marlins made by this fishery during the period 1991-1999.

The Workshop noted that the two series reported for this gillnet fishery are different. Task I data cover 1988 through 1996 while the new series presented in SCRS/00/74 covers 1991 through 1999. Task I landings are quite similar to the new series for 1991 through 1995. After comparisons were made between these two series, the Workshop agreed that the Task I data would be kept through 1995, while the new series would be used for the period 1996-1999, as the recent Task I data are incomplete. It was **recommended** that national scientists investigate the differences between these two series and, if necessary, submit a modification with a justification.

SCRS/00/76 summarized the information obtained from an observer program carried out on EU purse seiners fishing in the tropical east Atlantic, from June, 1997 to June, 1999. The paper reported catches retained and discarded of all non-target species (including white and blue marlins) made by FAD (Fish attracting device) sets and by free-school sets. As the ratio of billfishes to tuna catches are reported for free and FAD schools, the Workshop made rough estimates of historical catches of billfishes based on these ratios applied to total tuna catches made by purse seiners with Spanish and French captains in the tropical east Atlantic fleet. Stratification of the data by FAD and free schools was made for catches since 1991. Prior to 1990, it was assumed that all the catches were from free school sets, as there were no data on set type. The results are shown in **Table 3**. It should be noted, however, that the ratios that were calculated based only on surveys conducted during a limited period (June 1997 to June 1999) which were then applied to the historical data. Such a procedure may not be appropriate, as the operational patterns, fishing seasons, fishing areas and target species of these fleets have changed so much during this period. **Figures 7 and 8** compare purse seine catches of marlins (in the total Atlantic, since a north-south separation is not available at this time) reported in Task I data, using the new catch estimates for purse seiners with Spanish and French captains. It was **recommended** that the historical catches by purse seiners be critically reviewed and that as far as possible, the revised data be submitted to the SCRS.

SCRS/00/51 reviewed the development of the Chinese tuna fishery in 1994-1996. The fishery consisted of two types of operations, one for the sashimi market and the other for the canning industry. The latter fishery takes most of the billfish that are caught by the Chinese fleet. The paper covers catch rates, species compositions and size data from an observer program. According to the data presented in this paper, historical billfish catches were estimated using the total number of hooks deployed by Chinese

longliners each year, multiplied by incidental catch rates of blue marlin and white marlin (in numbers), and then converted into weight. The results are included in the revised version of SCRS/00/51. The Workshop did not change the Task I data, but recommended that the national scientists make further investigations of the historical catches.

#### *V.1.B. Review and approval of revisions to the catch, effort and size data submitted by countries*

After reviewing all the papers presented at the Workshop, the annual historical catch tables presented by the Secretariat (Task I) were critically reviewed by country, area and gear. The most significant changes are those for blue marlin landings made by Cote d'Ivoire. Some more updates for 1998 and 1999 were introduced.

Besides those changes adopted for Task I data, the Workshop decided to use the estimates of historical catches by EU purse seines and the estimates of Chinese longline catches. These two new series are considered to be "best estimates" by the Workshop but, because no review was made by the Contracting Parties involved, they are included in the working data base for the Workshop. At this time, those changes are not used to update the Task I database. The Workshop **recommended** that the pertinent scientists of those Parties (EU and China) make further studies and report the results at the 2000 SCRS meeting for a final decision. For the fisheries for which 1999 data were not available, figures reported for 1998 were carried over (marked with an asterisk in the Table).

The Workshop decided to include a summary of the working database as **Tables 1 and 2** (rather than formal Task I data as of the meeting).

**Figures 1 and 4** give total reported catches of blue and white marlins, respectively, by south and north Atlantic. **Figures 2 and 3** as well as **Figures 5 and 6** show catches of these two species by major gear categories for north and south Atlantic. **Figures 7 and 8** show total Atlantic purse seine catches of blue and white marlins respectively, as given in the Task I database, but with the FIS and Spanish purse seine catches replaced by the new estimates (**Table 3**).

The geographical distributions of catches of blue marlin and white marlin, by all gears combined in the entire Atlantic Ocean, are given by quarter in **Figures 9 and 10**. The catches are in metric tons and all the data for the years 1950 to 1997 are combined in these figures.

The ICCAT catch and effort database (Task II), as well as the size database were also updated with new information presented at the Workshop, including those discussed in V.1.A.

#### **V.2. Review of availability of CPUE series by species (marlins only), country, area, and gear**

In this Section, the review was made only on availability of CPUE series and the descriptions of procedures adopted to calculate the CPUE. The evaluation of methodology and procedure as well as interpretation of results are left for the Assessment Session.

Maps showing the distribution of the observed billfish CPUE by species from the Venezuelan longline fishery in the Caribbean Sea and western Central Atlantic Ocean are presented in SCRS/00/45. The maps are by species, by quarter, with the CPUE estimates based on numbers of fish per 100 hooks averaged over 1991-1999. No CPUE values are presented; only the distributions are shown.

During the Workshop a standardization of the Venezuelan longline CPUEs was done using the Venezuelan Pelagic Observer Program data. The index of number of fish per number of hooks (hundred) was estimated from numbers of blue and white marlin caught and reported in the Observer data forms recorded by scientific observers aboard longline (Pelagic Longline Observer Program) vessels since 1991. The standardization analysis procedure included the following variables; year, area, season, category of

vessel, hook depth and bait type. The standardized index was estimated using Generalized Linear Mixed Models under a delta lognormal model approach. The procedure used is similar to the one in document SCRS/00/59. The results are presented in **Appendix 4**.

A preliminary evaluation of monthly nominal catch-rates (in number of fish/1000 hooks) was presented in SCRS/00/51 from four Chinese longline vessels fishing during 1994-1996. Data were derived from logbooks and validated by an onboard observer.

An update of the standardized catch-rates for blue marlin and white marlin using tournament data from the U.S. recreational fishery for 1973-1999 was presented in SCRS/00/58. The update included CPUE analyses in both numbers of fish/100 hrs effort and in weight (kg)/100 hrs effort. The resulting standardized indices differed between the two units of measurement for blue marlin, but were virtually identical for white marlin. The methodology applied required estimating sizes of fish not boated (i.e., lost, released, or tagged and released) in order to estimate catch in weight to derive weight-based indices of abundance. Additionally, increasingly throughout the 1990s, the mean size of blue marlin was generally increasing as lower percentages of blue marlin were boated due to increased awareness of conservation ethics, self-imposed regulations, and increased minimum size regulations implemented in 1998. Results from a simulation analysis of weight- versus numbers-based indices of abundance (SCRS/00/53) indicated that "estimates of management benchmarks differed only slightly when number- rather than biomass-based indices of abundance were used in fitting". Results using catch in weight from the U.S. rod and reel fishery, with changing minimum size regulations over time, are biased and conclusions should be made using only number-based indices of abundance. (More discussion on this topic is provided in Section VI).

The standardization of catch-rates for blue marlin and white marlin from the U.S. pelagic longline fishery is presented in SCRS/00/59. Annual standardized CPUEs in weight (kg)/1000 hooks was estimated from numbers of billfish caught and reported by commercial fishermen in mandatory logbooks by applying mean annual weight estimated by scientific observers aboard longline vessels since 1992. Standardized indices were also presented in number of fish/1000 hooks, as reported in the logbooks. Additionally, maps indicate the mean nominal CPUEs in fish/1000 hooks by 5x5-degree areas.

Document SCRS/00/61 evaluated assumptions associated with blue marlin depth distribution relative to standardization of catch and effort statistics. This overview paper examined published information on fishing depth and ecological aspects related to blue marlin in order to address the appropriateness of estimating CPUEs under the assumption that blue marlin are restricted to a narrow depth and temperature range. The paper concluded that *ad hoc* (non-statistical) models are unsuitable for standardizing the relative selectivities of gears to accommodate changes in targeting depth.

Nominal CPUE data from the longline fleet operating out of Santos City, Brazil, are presented in SCRS/00/62. The data included nominal CPUEs, by species, in total weight (kg)/1000 hooks for the Santos fleet for 1995-1999. Additionally, data were presented separately for the Brazilian National fleet and the leased (Honduras and Barbados flags) fleets operating from Santos for 1995-1998. No historical standardized CPUE data were available. The Workshop undertook considerable time and effort to standardize the historical Brazilian longline CPUE series for Santos based fleet using the data presented in SCRS/00/62, and the entire Brazilian fleet using ICCAT Task II data. The results of preliminary analysis are given in **Appendix 5**. Problems still remain with this data series, as there are some discrepancies in Task I and Task II catches, and Santos Task II data do not match with the corresponding ICCAT Task II data. The Workshop expressed its concern over the lack of CPUE series for Brazilian fisheries (except for the Santos-based fleet). Considering the importance of these fisheries, it **recommended** that some corrective measures be taken by national scientists.

Nominal catch rates of blue marlin (1988-1999) and white marlin (1996-1999) from the drift gill net fishery in Cote d'Ivoire are detailed in SCRS/00/63. The table of annual CPUEs was based on kg/trip, a

trip being one canoe fishing for one night. Additionally, monthly nominal catch-rates in number of fish/trip were plotted with average monthly surface temperature for blue marlin for 1988-1999. The pattern of CPUE for blue marlin was also given for 1988-1999.

Nominal CPUE data for 1990-1999 from the artisanal gillnet fishery targeting billfish operating off the central Venezuelan coast are presented in SCRS/00/74. Catches and CPUE of blue marlin and white marlin show increasing trends during 1996-99. This could be associated with a greater availability of resources locally and with an increased use of larger mesh size over time. These conditions could have resulted in increased proportions of larger fish in the catches and a consequent increase in CPUE (kg/trip).

Document SCRS/00/75 contrasts the trends in annual billfish nominal catch-rates from two sources of data for the Venezuelan billfish sport fishery during 1984-1999. Changes in government regulations implemented in 1990 caused subsequent apparent mis-reporting of data from recreational (non-tournament) fishing recorded by the Playa Grande Yachting Club (PGYC), located in the central Venezuelan coast near La Guaira. In order to attempt to compensate for missing data, contrasts were made of the blue marlin and white marlin CPUE trends between the PGYC data (includes both private and charter boat) and sportfishing tournament data from the same area for 1984-1989 and 1991-1999. A significant correlation was found between these two variables for blue marlin for the period 1984-99, and it was proposed that CPUE values from that period be used to replace catches from PGYC in 1990-99.

The changes of operation pattern of Japanese longliners in the tropical Atlantic for the period of 1975-98 were reviewed in SCRS/00/79 to evaluate their influence on blue marlin CPUE. After 1975, the number of hooks increased drastically to make deeper-water sets. The wide-spread fishing ground had concentrated into the southwestern Atlantic in 1980s, and then it gradually shifted into the northeastern Atlantic in the 1990s. Since 1975, the gear distribution shifted from the main distribution area of blue marlin, both vertically and horizontally, into a more marginal distribution area. SCRS/00/79 indicated that these changes would be expected to result in longline hooks being less effective for catching blue marlin. However, the highest nominal CPUE in most recent years were observed for the longline with most number of hooks per basket. These two conflicting observations should be treated carefully when standardizing blue marlin CPUE of Japanese longline. The Workshop noted that it was difficult to draw conclusions due to the lack of specific time-area information necessary to analyze the data sufficiently.

In SCRS/00/80, hooking depths of the five billfish species were analyzed based on small bathythermograph systems in the longline operations. Catch by branch line number was also recorded and analyzed. Pacific billfishes examined were hooked at the depths ranging from 40 and to 160 meters, within mixed layer or thermocline. Catch by branch line, which may reflect vertical distribution of species, did not coincide with the results by bathythermograph systems. The main cause of this discrepancy is presumed to come from the variation on hook depth due to the current.

SCRS/00/81 presented the CPUEs of blue marlin and white marlin caught by Japanese longliners, standardized by the GLM method developed by Hinton and Nakano (1996) as well as by the traditional GLM. The method by Hinton and Nakano (1996) standardizes nominal effort of longline gear on blue marlin/white marlin by using observed behavior of these species and environmental data. The standardized CPUEs of blue marlin by the two methods showed different trends, especially in the period of 1960s and after 1983, when the Japanese longliners introduced deep setting. These differences could be attributed to yearly changes in the amount of effective effort, which resulted from variability of environmental conditions of fishing grounds and changes in operational patterns of Japanese longliners. The differences in gear efficiency between the Hinton and Nakano and other GLM methods result from differences in the way the models incorporate gear, biological, and habitat effects to adequately capture the dynamics in the fisheries. Further information on gear, fish behavior and habitat are required to verify the fitting of the GLM models.

The Workshop discussed the application of the method of Hinton and Nakano (1996) to the Japanese longline data in the Atlantic. The Workshop agreed with the authors of SCRS/00/81 that the assumptions used in the application in the Atlantic need further testing based on observations from Atlantic blue and white marlins, as well as observations on the actual fishing depth profiles for this fishery. The Workshop also agreed with the conclusion of the authors that the catch rates for blue and white marlin standardized by the Hinton and Nakano method are too provisional to be used in the base-case analysis. For the base-case analysis, the Workshop agreed that the catch rates be standardized via other Generalized Linear Mixed Models, which take account of HPB, time, and area effects on catch rates of blue and white marlins from this fishery. The Workshop **recommended** that additional data on the relationships between marlin distribution and fishing depth be collected to permit refinement of the assumptions of the method as applied in SCRS/00/81. The Workshop concluded that alternatives to the standard GLM should not be limited to the specific method, as presented in SCRS/00/81.

SCRS/00/82 presented results of simulation trials structured to reflect the pattern of increase in hooks per basket (HPB) fished by Japanese longline vessels operating in the tropical Atlantic over the history of the fishery. Generalized linear models (GLM) which use only year effects and HPB as fixed-factor covariates in analyses of the simulated data (with white noise) can introduce bias (either positive or negative) in estimates of the true CPUE. The performance of the tested GLM procedure using HPB deteriorated with decreasing proportion of simulated operations with positive catch and with increasingly unbalanced sampling designs. For the unbalanced sampling design evaluations, the GLM failed to accurately predict (underestimated) HPB effects assumed in the simulation. These simulations could more closely mimic the situation for relatively rare species in the catch, such as blue marlin.

The Workshop noted, however, that overall the GLM procedures applied in SCRS/00/82 were able to reproduce the pattern in underlying CPUE reasonably well. The Workshop also noted that the effectiveness of HPB related to catch rates could be spatially and temporally inhomogeneous which might introduce confounding effects and biases even into the estimated trend. The workshop concluded that more extensive simulations be applied to further evaluate the use of HPB as a covariate in standardization procedures.

Average annual nominal CPUE data in number of fish/1000 hooks for blue marlin and white marlin from the Japanese longline fishery are presented SCRS/00/83. Maps indicate the distribution and relative catch rates in 5x5 degree areas for 1996-1998. Additionally, the annual CPUE, by species, was tabulated by ICCAT-Area for 1994-1998.

SCRS/00/78 reviewed the available Chinese Taipei Atlantic longline catch, fishing effort, and nominal CPUE for blue and white marlins. The document also presented standardized blue and white marlin CPUE (in numbers of fish) based on data aggregated by year, 5x5 degrees, quarter, and fishing area. The results show a decreasing tendency from 1968 to 1992 for white marlin and for blue marlin, after an initial increase, a decrease from the early 1970s to the early 1990s with stabilization thereafter.

The Workshop considered that these data could be better standardized using a bimonthly seasonal factor rather than a quarterly factor since the finer scale data appeared to better represent the seasonal pattern in the fishery. In addition, application of random effects was recommended for interactions involving the year term, such as year\*area interactions which are important in these data. This recommendation reflects the discussions held at the May SCRS Methods working group meeting. The workshop also noted the sparse data for 1991 and 1992 and recommended that the standardization of the time series be made without the 1991 and 1992 observations. Consequently, the workshop developed a standardized CPUE time series via a GLM with a bi-month seasonal factor and year-area interactions modeled as random effects, using the data from 1969-1998, but excluding 1991 and 1992. The preliminary results are given in **Appendix 6** and CPUE patterns were compared to SCRS/00/78.

The Workshop noted that the lack of information on the expected accuracy and precision of some of the total catch and standardized catch per unit effort series. These data were provided by the participating nations and made it difficult to determine which data should be considered in the base year data and which should be incorporated into subsequent sensitivity analyses. (See also Sect. V.1)

## STOCK ASSESSMENT SECTION, JULY 24-28

### VI. REVIEW OF BIOLOGICAL DATA, INCLUDING TAG RELEASE/RECAPTURE FILES BY SPECIES

#### VI.1. Blue Marlin

*A. Movement Patterns.* Document SCRS/00/56 provided a review of istiophorid tagging by the National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (1954-1999) and The Billfish Foundation (TBF; 1990-1999). These groups are responsible for tagging 41,983 blue marlin, 568 of which have been reported recaptured. Efforts by the South Carolina Marine Resources Division (1974-1999) and the National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program (1962-1999) have resulted in the tagging of 1,360 blue marlin of which 19 have been reported recaptured. Strong seasonal patterns of movement of individuals between the United States and Venezuela are evident. Some individuals have undertaken extended movements including an inter-ocean migration (Atlantic to Indian), at least 3 trans-equatorial movements (north to south), and 12 trans-Atlantic migrations, all moving from west to east. Of the two primary tagging programs reviewed in the document, the TBF program had the highest recapture rate for blue marlin (1.84%). Over the past few years a large number of tagged blue marlin have been recaptured in the Venezuelan artisanal gill net fishery.

Little information exists on the vertical distribution of blue marlin, or the species' ecology (including physical and biotic preferences).

*B. Age and Growth.* Based on analysis of daily otolith ring counts, Prince et al. (1991) reported that blue marlin initially grow very rapidly, reaching 24 cm LJFL in about 40 days and 190 cm LJFL in about 500 days. Examination of sagitta weight, body weight, and length/age characteristics indicate that sex-related size differences are due to differential growth between sexes and not to differential mortality (Wilson et al. 1991). Blue marlin are estimated to reach ages of at least 20-30 years or more (Hill et al. 1989) based on analyses of dorsal spines, although the ageing technique has not been validated for this species. Additionally, the limited number of age at size observations overall results in poor characterization of growth beyond the first year. The longevity estimate is supported by the maximum time at liberty: A blue marlin estimated to weigh 30 kg at the time of release remained at liberty for 4,022 days (about 11 years). Maximum weights greater than 700 kg have been reported and almost all fish examined greater than 135 kg have been female.

*C. Mortality.* Document SCRS/00/52 reviewed natural mortality ( $M$ ) of blue marlin. Natural mortality is notoriously difficult to estimate, and especially to separate from total mortality ( $Z$ ). Few data sets are available to estimate  $Z$  from the oldest age in a sample using the method of Hoenig (1983), as corrected for sample size. The oldest Pacific blue marlin reported by Hill et al. (1989) from a sample of 48 females was 27 years old. Assuming age of full recruitment to the sampling protocol of two years, the resulting estimate is  $Z = 0.18$ . In a separate study, Wilson et al. (1991) found the oldest Pacific blue marlin from a sample of 18 females to be 21 years old; the resulting estimate is  $Z = 0.19$ . Some part of total mortality  $Z$  is from fishing, so corresponding estimates of  $M$  must be lower than estimates of  $Z$ . Fishing mortality rates in the range of  $F = 0.3$  to  $F = 0.04$  imply  $M \sim 0.15$ , a likely upper bound on  $M$ . Wilson et al. (1991) also sampled Atlantic blue marlin: the oldest of a sample of 104 females was 17 years old, giving the estimate of  $Z = 0.36$ . Surplus-production model estimates of  $F$  from the last ICCAT



assessment of Atlantic blue marlin averaged 0.31 for the years preceding the 1981-1984 collections included in Wilson *et al.* (1991); this gives the estimate  $M = 0.36 - 0.31 = 0.05$ . However, estimates of absolute F from surplus-production models are known to be highly imprecise (Prager 1994).

*D. Reproduction.* Reproduction and spawning cycles of North Atlantic istiophorids were recently summarized by DeSylva and Breder (1997). Larval distributions indicate spawning near the areas of the Bahamas and Turks and Caicos, Puerto Rico and the Virgin Islands, Cuba and Jamaica in the northwest Atlantic (between 15 to 25 degrees north latitude). Spawning in the western North Atlantic appears to occur from July through October based on histological studies and macroscopic field analyses (DeSylva and Breder, 1997). Gonad observations in the southwest Atlantic indicate blue marlin spawn off Brazil between 17° - 23° S, 37° - 42° W during the southern summer (January and February; Amorim and Arfelli, 1987). Larval collections in the southwest Atlantic off Brazil generally support this spawning period.

DeSylva and Breder (1987) report female blue marlin may spawn up to four times during their reproductive season while males can spawn throughout the year. The evidence for multiple spawning is based on an analysis of frequency of ova diameters. Erdman (1968) indicated females can reach first sexual maturity at 45 kg although DeSylva and Breder (1997) report a size of first sexual maturity of about 120 kg. Fecundity of a 147 kg female from the northwest Atlantic was estimated at 10.9 million eggs; the fecundity of a 124.7 kg female was estimated at 7 million eggs.

*E. Stock Identification.* At the time of the Third ICCAT Billfish Workshop in 1996, the participants considered two stock (management unit) hypotheses for blue marlin: a total Atlantic hypothesis and independent north and south Atlantic stocks separated at 5° N. latitude. The former hypothesis was favored by the workshop participants because (1) blue marlin are distributed across the proposed north/south stock boundary throughout all four quarters of the year; (2) spawning is broadly distributed throughout the North and South Atlantic in space and time, and it is not known whether some individuals spawn in both regions; (3) tag recoveries of blue marlin have demonstrated both trans-Atlantic movements (six fish) and trans-equatorial movements (two fish); and (4) analysis of blue marlin mitochondrial DNA revealed no significant heterogeneity between a large North Atlantic and small South Atlantic sample. However, due to uncertainties regarding Atlantic blue marlin stock structure, the 1996 Workshop participants felt that both stock models should be used in the assessment (ICCAT, 1998).

SCRS/00/54 provided a review of genetic research on blue marlin and white marlin stock structure undertaken since the 1996 workshop. Analyses of robust samples of blue marlin (>450 individuals overall) from five Atlantic locations (U.S. east coast, Bahamas, Jamaica, southern Brazil, and Ghana) with a variety of high resolution genetic techniques including investigations of mitochondrial DNA, single copy nuclear DNA, and microsatellite DNA, revealed no significant population structuring among geographically distant sampling sites within the Atlantic Ocean. The null hypothesis of a single, Atlantic-wide, genetic stock for blue marlin could not be rejected.

Based on results of the additional genetic studies and other existing biological information, the 2000 Workshop participants felt strongly that the total (single) Atlantic stock hypothesis be given primary consideration.

## **VI.2. White Marlin**

*A. Movement Patterns.* SCRS/00/56 reviewed the istiophorid tagging efforts by the National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (CTC) and The Billfish Foundation (TBF). These programs have tagged 41,177 white marlin, of which 837 have been reported recaptured. Additionally, the South Carolina Marine Resources Division and the National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program have tagged 505 white marlin, of which seven 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 8 trans-Atlantic migration of a white marlin has been recorded (west to east).

No trans-equatorial movements have been documented, although one individual moved to within 100 nautical miles of the equator. 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 vertical distribution of white marlin, or the species' ecology (including physical and biotic preferences).

*B. 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. 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.

*C. 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.

*D. Reproduction.* Spawning of white marlin and other istiophorids in the North Atlantic was recently reviewed by DeSylva and Breder (1997). 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° - 21° S., and 37° - 42° W (Arfelli *et al.* 1986). Female size at first maturity is about 20 kg (DeSylva and Breder 1997).

*E. Stock Identification.* Stock hypotheses of white marlin considered at the Third ICCAT Billfish Workshop 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. However, due to uncertainties regarding white marlin stock structure, the 1996 Workshop participants felt that both stock models should be used in the assessment (ICCAT 1998).

SCRS/00/54 provided a review of genetic research on blue marlin and 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. 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 2000 Workshop participants felt strongly that the total (single) Atlantic stock hypothesis be given primary consideration.

## **VII. STOCK ASSESSMENT ANALYSES**

### **VII.1. Selection of the assessment models**

The Workshop noted that management advice from previous billfish assessments has been mainly based on lumped biomass, nonequilibrium production model applications to catch and effort data. Two

documents were presented to the meeting, which further evaluated the applicability of these models to billfish data available to the working group.

Document SCRS/00/52 discussed the fact that assessments of Atlantic sailfish and marlins are usually limited to application of surplus-production models, because the size and age composition of catches are not known. The authors indicated that even annual catches of these species are unreported in some Atlantic fisheries where they are taken as bycatch. Omission of catch data reduces the reliability of the assessment. In theory, if recent catch and effort data are available for fisheries lacking historical catch data, it should be possible to fit a surplus-production model by estimating historical catches from corresponding data on fishing effort. Enhancements to ASPIC (the computer program used for non-equilibrium surplus-production modeling in previous assessments) for this task were tested on simulated fisheries data generated by a simulation model constructed around life history characteristics of Atlantic blue marlin (*Makaira nigricans*). The resulting simulated population included sex, size, and age structure on a monthly basis; growth was sexually dimorphic, with females attaining larger asymptotic mean sizes; and size at age was variable. Annual recruitment was determined from spawning biomass with a Beverton-Holt stock-recruitment function, as modified by density-independent stochastic survival. The simulation model was used to generate sample time series of simulated catches and population abundance histories using several alternative assumptions about natural and fishing mortalities, stock-recruitment slopes, and measurement error. The resulting time series of simulated catches and abundances were fitted with and without missing catches using ASPIC. Estimates of maximum sustainable yield (MSY), and the ratios of the most recent year's stock biomass to biomass at MSY ( $B/B_{MSY}$ ) and fishing mortality to fishing mortality at MSY ( $F/F_{MSY}$ ) were compared to known values from the simulations; results with and without missing catches were contrasted. The results characterized biases most likely arising from dissimilarity of the strongly age structured simulation model and the age aggregated surplus-production model. Nonetheless, fitted values for  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  averaged very near the true values. ASPIC results with missing catches were very similar to those based on complete catch data, but not surprisingly were somewhat more variable.

The working group discussed a number of possible scenarios which might be constructed to attempt to provide model-based estimates of historical catch under the assumption that a standardized effort pattern and recent catch histories were reasonably well determined. Due to time limitations, however, the group decided not to conduct these investigations at the meeting, but **recommended** that these approaches be further evaluated and reported upon to the SCRS as soon as practicable.

Document SCRS/00/53 discussed that the objective of ICCAT resource management is to achieve stock sizes and fishing mortality rates that produce maximum sustainable yield in biomass (MSY). Generally, the model of choice for estimating the condition of the stock relative to MSY has been a surplus-production model. For recent billfish assessments, the surplus-production model has been fitted with computer program ASPIC. An underlying assumption in such estimation of MSY is that indices of population abundance used in fitting are measured in units of biomass. Because of available data, ICCAT billfish assessments have been conducted using indices of abundance (CPUE) in numbers rather than in biomass. This discrepancy is expected to bias estimates of MSY and related benchmarks. Using simulated fisheries data; the authors evaluated the impact of this substitution on estimates of management benchmarks. The simulation model was constructed around the life history characteristics of Atlantic blue marlin (*Makaira nigricans*), and explicitly included sex, size, and age structure on a monthly basis. Growth was sexually dimorphic, with females attaining larger asymptotic mean sizes, and size varied about mean size at age. Annual recruitment was determined from spawning biomass with a Beverton-Holt stock-recruitment function, modified by density-independent stochastic survival. For this evaluation, natural mortality  $M$  was assumed to decline from 0.5/yr at first recruitment to 0.10/yr by the age of three, and the slope of the unfished stock-recruitment curve was assumed to be 10. A logistic surplus-production model was fitted to the simulated data sets using ASPIC. Simulations and analyses were performed over a range of values derived from the distribution of estimates of the von Bertalanffy growth parameter  $k$  for blue marlin found in the literature. Estimates of management benchmarks differed only

slightly when numbers- vs. biomass-based measures of abundance were used in fitting. The authors found that fits with biomass-based measures were generally less variable, but the estimates of benchmarks were not necessarily closer to the truth. Estimates the ratio of the terminal-year's biomass to biomass at MSY tended to be slightly more accurate with numbers-based than with biomass-based abundance indices. This result presumably stems from offsetting biases. In the absence of conclusive data on billfish growth rates, the importance of this source of error cannot be quantified precisely. Better understanding of growth in these species would possibly allow more precise quantification of likely biases arising from the use of numbers-based abundance indices.

The working group discussed that the indices available for the current assessment are both in relative biomass and in relative number scales. For some fisheries it is neither possible nor advisable to estimate biomass-based catch rates due to the features of those fisheries (see discussion in section V.2). As the results of SCRS/00/53 indicated that the stock status evaluations were relatively robust to the application of numbers-based or biomass-based indices for the simulation scenarios evaluated, the working group decided to proceed with application of both biomass- and numbers-based indices in the stock assessment evaluations.

The working group decided to apply both fleet-disaggregated and fleet-aggregated non-equilibrium production models to the Atlantic-wide blue and white marlin catch and effort information sets. For the fleet-disaggregated stock status evaluations, the abundance index information (provided in documents presented at the meeting or calculated at the meeting and documented in the report Appendices) and fleet-specific catch information used in the model fits are shown in **Tables 4** and **5**. Also shown in these tables are alternative catch scenarios which take account of possible revisions in US rod&reel catch levels (SCRS/00/57) to use in sensitivity analyses (see **Figures 11** and **12**) for comparison of catch levels.

## **VII.2. Composite CPUE series of non-Contracting Parties, Entities and Fishing Entities for application in non-equilibrium production modeling**

In addition to application of fleet-specific catch rates for tuning the production models, a composite CPUE series was constructed, representing an average pattern across the available catch rate patterns considered for use by the working group. During the Workshop, the following indices of abundance (CPUE index) were presented and discussed: (1) Chinese-Taipei CPUE series from 1968 to 1998, standardized by the Workshop participants, after consultation with scientists from Chinese-Taipei, in three independent time series 1968 to 1975, 1979 to 1989, and 1993 to 1998. (2) U.S. rod and reel standardized CPUE series from 1973 through 1999 (SCRS/00/59, CPUE units in numbers of fish per 100 hours fishing). (3) U.S. Pelagic Longline fishery standardized CPUE series from 1986 through 1999 (SCRS/00/58, CPUE units in kg of fish per 1000 hooks). (4) Japanese longline fishery standardized CPUE series from 1959 through 1998 (CPUE units in numbers of fish per hook). (5) Venezuelan Playa Grande recreational rod and reel nominal CPUE series from 1961 through 1995 (SCRS/00/75, CPUE units in numbers of fish per fishing trip). (6) Venezuela gillnet fishery nominal CPUE from 1991 through 1999 (SCRS/00/74, CPUE units in kg of fish per boat trip). (7) Venezuelan longline fishery observer data standardized CPUE from 1991 through 1999 conducted at the Workshop (**Appendix 4**, CPUE units in numbers of fish per 100 hooks). (8) Cote d'Ivoire gillnet fishery nominal CPUE from 1988 through 1998 (SCRS/00/63, CPUE units in kg fish per boat trip). (9) Brazil longline fishery based on Santos nominal CPUE series from 1984 through 1999 which was evaluated at the Workshop (**Appendix 5**, CPUE units in numbers of fish per 1000 hooks).

Of the nine CPUE series, the Brazilian CPUE was not included for the analyses because of unresolved discrepancies in the catch and abundance index between the Santos-based longline fishery and the total Brazilian catch and effort data available in the current ICCAT database (see **Appendix 5** for full details). The Venezuelan gillnet fishery index was not included in the composite index due to concerns about the possible effect of changes in gear configuration over time that have not yet been accounted for

in the analysis of these data. The Venezuelan Playa Grande recreational index was discussed in terms of its applicability, particularly since 1990, as national regulations may have impacted reporting of billfish for this time series. The working group debated restricting the Venezuelan Playa Grande time series and decided to use the information from this fishery from 1961-1995, discounting information after 1995 because of the concern that regulations had impacted reporting.

The composite CPUE of the CPUE series used in making the composite index was estimated using two different approaches for scaling the data. In the first approach, each time series was scaled to its own mean prior to further analysis (**Figure 13**). In the second, the time series were scaled with respect to the mean of each time series for the period when they jointly overlapped, as was done in the 1996 assessment (**Figure 14**). As not all time series jointly overlapped, there was a need to scale some time series to other overlapping periods. This approach was considered to be *ad hoc* and, although the resulting composite CPUE pattern was similar to that resulting from the first method, the first method was preferred since fewer *ad hoc* choices were required. **Tables 6** and **7** show the summary of time series considered available for use. For the second method, the years 1993 to 1998 were selected as the overlapping period for scaling. Under this method, however, the CPUE time series of China-Taipei 1968-1975 could not be scaled and therefore this series was scaled to the already-scaled Japanese longline CPUE series for 1968-75. For similar reasons, the CPUE time series of Chinese-Taipei 1975-1989 was scaled to the mean of the US rod and reel CPUE and Japanese longline CPUE scaled series for the same years. Finally, the Venezuelan Playa Grande CPUE series was scaled using scaled CPUE from US rod and reel and Japanese longline 1973-95. Once the CPUE series were scaled, the composite CPUE series was estimated using a Generalized Linear Model, assuming a log error distribution for the input CPUE series. The formulation of the model was  $\log(\text{CPUE}) = \text{year} + \text{Source (CPUE index series)} + \text{error}$ . Composite CPUE values were back-calculated from the LSMeans (marginal means) of the model fit. Under this formulation, each observation had an equal value for each year across the CPUE series. An alternative model fitting was suggested by the Workshop where a weighting factor was incorporated. The weight factor was the corresponding proportion of the each fishery/country catch to the total catch made by fleets for which CPUE information was available by year. A constant value of 0.05 was added to all weight factors to avoid total elimination of any observations. A total of four composite CPUE series were then estimated for each marlin species. **Tables 8** and **9** and **Figures 15** and **16** show the resulting composite CPUE values. Residuals and predicted CPUE values for each input CPUE series are also shown in **Figure 17**.

### VII.3. Non-equilibrium Production Model Fits

Catch and effort data consistent with the single Atlantic stock hypotheses were used in non-equilibrium production model analyses of blue and white marlin. Time available at the workshop did not permit a detailed analysis of other stock hypotheses.

#### VII.3.A. Blue Marlin

For the total Atlantic blue marlin stock hypothesis analyses, both fleet-disaggregated and fleet aggregated analyses using one composite CPUE time series were conducted. Two sets of analyses were conducted using the same inputs, but different software. The methods and results from each application are described below. Non-equilibrium production model applications were conducted with FISHLAB (Dr. L. Kell, CEFAS, personal communication) and with ASPIC (Prager 1994, Prager 1995) software.

##### VII.3.A.1. Blue marlin non-equilibrium production model analyses using ASPIC

Two non-equilibrium production model formulations were fit to the fleet-disaggregated catch and CPUE using the ASPIC software (version 4.07). Both the Fox (exponential yield) and logistic (Schaefer) production models were continuous time, non-equilibrium formulations. Fitting was conditioned on yield and SSE was computed in log space. The implementation software for the fitting was ASPIC version 4.07(available through the Secretariat). Catch data were used from 1956 through 1999. The fleet-disag-

gregated CPUE data (**Table 6**) from 1959 through 1999 was used in the analysis. The constraint  $B_1 = K$  was applied. Stepwise fitting was conducted (see **Table 10**), starting with the longest CPUE index, then the next longest, and so on. A series was removed only when negatively correlated with more than half of other indices. Stock status was characterized by  $B./B_{MSY}$  (relative stock biomass at start of 2000) and  $F./F_{MSY}$  (relative fishing mortality rate during 1999).

The step-wise results in terms of estimated MSY,  $F./F_{MSY}$ , and  $B./B_{MSY}$  are shown in **Figures 18** and **19** and summarized in **Table 18** as Run Step 7.

The ASPIC software was also used to fit the Atlantic-wide catch and a composite CPUE series to estimate stock status and productivity levels for blue marlin. As above, both the Fox (exponential yield) and logistic (Schaefer) production models were applied. Both models were continuous time, non-equilibrium formulations. Fitting was conditioned on yield and SSE was computed in log space. Implementation, as above, was with ASPIC version 4.07. Catch data were used ranged from 1956 through 1999 and the composite CPUE data from 1959 through 1999 (**Table 8**). The constraint  $B_1 = K$  was applied to both models. A single composite index of CPUE, as recommended by the working group, was used. Stock status was characterized by  $B./B_{MSY}$  (relative stock biomass at start of 2000) and  $F./F_{MSY}$  (relative fishing mortality rate during 1999). These results are shown in **Figure 20** and **Table 11** and summarized in **Table 18** as Runs Run 1 and Run 2. Additionally, retrospective analyses were conducted by (a) fitting without the last 4 years of data and (b) fitting without the last 4 years of CPUE but using the catch for those years. These evaluations provide a basis for evaluating the affect of additional observations for evaluation of stock status compared to the information available in 1996, when the previous assessment was conducted. The time-trajectories of relative biomass and relative fishing mortality in the retrospective analyses are shown in **Figure 21** and **Tables 12-15** and summarized in **Table 18** as Runs Retro1, Retro2, Retro3, and Retro4. These evaluations indicate that had the assessment in 1996 been conducted with data as they were available in 2000, the assessment would not have been appreciably different from that conducted in 1996, under similar model formulations. That the current assessment via similar model structure but with more recent catch and effort information indicates that the stock productivity level is lower is a consequence of adding recent catch and effort information to the assessment.

The working group agreed to characterize uncertainty in estimates of stock status and productivity the assessment through a bootstrapping procedure applied to the Logistic model formulation fit to the composite CPUE series. This model formulation is similar in structure to that applied in the 1996 assessment. Bootstrapping resulted in the estimated relative biomass and relative fishing mortality rate patterns shown in **Figures 22** and **23**, **Table 11**. The bias-corrected (see Prager 1994, 1995) median estimated MSY from the bootstrapping procedure was 1,900 MT (960-2400 MT, approximate 80% CI), while the bias-corrected median  $B_{2000}/B_{MSY}$  was estimated at 0.39 (0.24-0.56, approximate 80% CI) and the bias-corrected median  $F_{1999}/F_{MSY}$  was estimated at 3.9 (2.5-6.0, approximate 80% CI). The results of this evaluation are summarized in **Table 18** as Run 1.

Additionally, the bootstrapping results conducted for blue marlin show the uncertainty in the distributions of the estimates of  $r$ ,  $K$  and  $MSY$  (**Figures 24** and **25**). Note in **Figure 24** that the joint distribution of  $r$  and  $K$  exhibit the typical "banana-shaped" response and that the relative interquartile range for  $r$  was 60%. The interquartile ranges for  $K$  and  $MSY$  were 35.6% and 25%, respectively. These figures indicate the correlation that is typically exhibited in estimates of  $r$  and  $K$  from production models, the relative precision of  $r$  that ensues, and that relative precision in estimates of  $MSY$  is typically greater than relative precision in estimates of  $r$  or  $K$ .

### *VII.3.A.2. Blue marlin fleet-disaggregated biomass dynamic model analyses with FISHLAB*

The FISHLAB software was also used to fit a biomass dynamic production model. Model formulation is the same as Punt and Hilborn (1996). The following options were used in the fit of the data. The CPUE indices were log transformed, the logistic model was assumed, the biomass in 1950 was assumed

to be less or equal the carrying capacity,  $K$ , and all CPUE series were considered to have equal weights in the estimation of the likelihood. A solution was obtained using all indices and parameter estimates are found below in **Table 16**. These results are also summarized in **Table 18** as Run FL 0.

The fit of the model to the different CPUE indices shows problems, including the inability to explain the drop of CPUE in the Japanese Longline series during the late 1950s and 1960s, and residual trends for some of the other indices (**Figure 26**). The results obtained are consistent with the bootstrap and step-wise results from the ASPIC formulations described above. The biomass trend from this result suggest that in the 1970s and 1980s the stock was around  $B_{MSY}$  but has declined below that level in the 1990s (**Figure 27**).

The FISHLAB software was also applied to the single composite catch rate time series and total Atlantic catch for blue Marlin. The results of this application are shown in **Table 17** and are summarized in **Table 18** as Run FL1. The model results shown below suggest depletion of the stock has happened, with current biomass at 42% of the  $B_{MSY}$  level. The predicted CPUE index, however, does not fit well the observed CPUE, and residuals show patterns with time (**Figure 28**). The model predicts that biomass dropped below  $B_{MSY}$  since 1990 and has not recovered since (**Figure 29**).

#### *VII.3.A.3. Deriso-Schnute biomass dynamic model*

A short presentation was made of the results of fitting a Deriso-Schnute biomass dynamic model (Quinn and Deriso,1999) to blue marlin using the total catch and the catch-weighted standardized CPUE series developed by the Working Group, with  $B = K$  in the first two years, a Brody growth coefficient of 0.965, and natural mortality rates on the range of 0.05 B 0.30 (see section VI). For annual natural mortality rates at the upper end of the range, the trends in  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$  were fairly consistent with those obtained from the ASPIC and FISHLAB model fitting procedures, with estimates entering 2000 of  $B/B_{MSY} \sim 0.46$  and  $F/F_{MSY} \sim 2.2$ . These results are shown in **Figures 30 and 31**. The results of this evaluation are shown as Run DD in **Table 18**.

#### *VII.3.A.4. Blue marlin assessment sensitivity evaluations*

A number of sensitivity evaluations were conducted (**Table 18**). The purpose of these sensitivities was to permit the working group to identify potentially fruitful research and data collection activities that could provide a basis for improvement in scientific advice to the Commission. The sensitivities are not believed to be superior evaluations of current stock status compared to the base line evaluations conducted. The sensitivity trials are not exhaustive, but those conducted do provide guidance with respect to how to focus future research aimed at developing information bases that could reduce uncertainties in future assessments. In addition to the base level assessment and sensitivity evaluations to model formulation and degree of aggregation of the catch and effort data described above, additional sensitivity trials included: restricting the analysis of catch and effort time series to the period since 1986, the beginning of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish; modeling the catch and effort as two distinct periods, 1959-1973 and 1974-1999; application of an alternative Japanese longline CPUE series such as proposed in SCRS/00/81, and alternative catch time series evaluations.

In addition to the evaluations documented above, sensitivities were evaluated for cases which used only data from 1986 through 1999 (14 years of 44 years available). Thus, these sensitivity runs ignore the years of highest recorded catch rates and also most of the data on the stock. This time corresponds to the initiation of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish. When the model is fit to these recent data only, stock status appears better than when all data are used. Results of this sensitivity trial resulting from the ASPIC software application are shown in **Figure 32** and **Table 19**. These ASPIC results (referred to as Run Sens 1 in **Table 18**) were confirmed with the FISHLAB software application of the logistic model (see **Figure 33** and **Table 20**), which are shown in **Table 18** as Run Sens 1 FL.

Sensitivities were also conducted which evaluated the effect of dividing the data stream into two segments, 1956-1973 and 1974-1999, with a separate catchability coefficient estimated for each segment. This could allow for changes in fishing operations or equivalent with other causes. The choice of the specific dividing point (1973/74) was arbitrary. The results of this sensitivity trial are shown in **Figure 34** and **Table 21**. These ASPIC results (referred to as Run Sens 2 in **Table 18**) were confirmed with the FISHLAB software application of the logistic model (see **Figure 35** and **Table 22**), which are shown in **Table 18** as Run Sens 2 FL.

A further sensitivity evaluation used an alternative Japanese longline CPUE series as described in SCRS/00/81 which made use of a methodology described by Hinton and Nakano (1996). In this case, only the alternative Japanese longline CPUE and the total catch from 1956 to present were used (*i.e.* cpue patterns from other fisheries were not considered, although the total catch was considered). For blue marlin, the low CPUEs for 1959 through 1961 predicted by the Hinton and Nakano (1996) method were eliminated from analysis because, when these data were included, the production model could only fit the sudden increase of CPUEs from 1959 to 1961, and not the pattern after 1961. The logistic production model formulation was applied through ASPIC version 3.82, which applied no other model fitting constraints. For this model application, the estimated  $r$  was 0.46, a value higher than estimated in the base model. As the trend in the cpue index estimated in the fashion of Hinton and Nakano (1996) shows a general increase in the recent period compared to the early one, the model estimates current stock size to be near MSY levels. The results of this sensitivity trial are shown in **Figure 36** and **Table 23**. These ASPIC results are referred to as Run Sens 3 in **Table 18**.

Additional sensitivity evaluations examined some alternative catch histories. The working group noted the possibility that blue marlin catches may have been underestimated during part of the time series, and that this possibility may have had an impact on modeling results. The workshop concluded that the landings data were probably most accurate during the first years of the fishery and in the most recent years since the ICCAT Enhanced Billfish Research Program was initiated in 1986. To test the sensitivity of the base-case results to underestimated catches during intermediate parts of the time series, the working group applied the method of SCRS/00/52 to fit the logistic surplus production model to the historical time series with missing catch data for one or two time periods in the fishery. The method of SCRS/00/52 requires a time series of effort information to estimate missing catch data. A time series of standardized effort was generated by dividing the combined annual blue marlin catch by the annual unweighted standardized CPUE (**Figure 37**). The scatter of the data support the notion that reporting rates improved for several years after the initiation of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish in 1986, and suggested landings might have been under-reported from about 1966-1972 and during 1978-1989. To test the impact of this hypothesis on the results of the assessment for the base case the working group estimated the standardized fishing effort for the suspect years by regressing standard effort on year using data from 1963-1965, 1973-1977, and 1989-1999. The resulting regression equation (standardize effort =  $-104682 + 55.0805 \cdot \text{Year}$ ; 17 degrees of freedom;  $p=0.0028$ ) was used to predict standardized effort from year for the two periods 1966-1972 and 1978-1989 (**Figure 37**). The data are given in **Table 24**.

The logistic surplus production model was then fitted using the method of SCRS/00/52 to the resulting data sets assuming (1) no missing catch data (Fit 0, also see **Figure 38**, summarized as Run Miss 0 in **Table 18**); (2) catch data were missing for 1966-1972 (Fit 1 also see **Figure 39**, summarized as Run Miss 1 in **Table 18**); and (3) that catch data were missing for 1966-1972 and 1978-1989 (Fit 2 also see **Figure 40**, summarized as Run Miss 2 in **Table 18**). The penalty term for  $B_1 > K$  was employed in each of the fits. The effect of assuming underreporting is progressively earlier deterioration of stock status estimates for the analyses assuming missing data for 1966-1972 (Fit 1, **Figure 39**); and for 1966-1972 and 1978-1989 (Fit 2, **Figure 40**) compared to the fit assuming all data are proportionally reported. The catch predictions arising from the model fits for the periods in Fit 1 and fit 2 where the catch was estimated from effort are given in the corresponding ASPIC output files (**Table 25**).



### *VII.3.A.5. Summary of blue marlin stock status evaluations and stock outlook*

The previous Atlantic blue marlin assessment was conducted in 1996. The general results from this analysis indicated that in the mid-1990s biomass was about 25% of  $B_{MSY}$ , that fishing mortality was about 3 times  $F_{MSY}$ , and that overfishing had been occurring for about three decades. MSY was estimated to be near 4,500 MT.

A new assessment was carried out this year using similar methods to the previous assessment, but with data sets that had been revised extensively in response to concerns raised since the 1996 assessment. The new assessment is slightly more optimistic; it suggests that the total Atlantic stock is approximately 40% of  $B_{MSY}$  and that overfishing has taken place in the last 10-15 years. But this assessment also suggests a less productive stock than previously estimated, with an MSY of about 2,000 MT, and a current fishing mortality that is about 4 times higher than  $F_{MSY}$ .

For the assessment, the Workshop considered a range of models and data sets, including cases in which much of the historical data were disregarded or downweighted. Some of these sensitivity analyses provided more optimistic results than those reported above, with the fishery and stock estimated to be near MSY levels, while other analyses provided more pessimistic results. The Workshop noted that the historical catch and effective fishing effort data must be validated and focused research be conducted before such uncertainties can be reduced.

Blue marlin estimated landings declined in 1999 by 28% from the 1996 level, in conformity with a recommendation made by the Commission. Given that the new assessment estimates that overfishing is still occurring and that productivity (MSY and stock's capacity for replenishment) is lower than previously estimated, it is expected that landings of the magnitude contemplated by the 1996 Commission Recommendation will continue to result in overfishing of the stock beyond the MSY level.

### *VII.3.B. White Marlin*

For the total Atlantic white marlin stock hypothesis analyses, both fleet-disaggregated and fleet aggregated analyses were conducted. The methods and results from each application are described below. Non-equilibrium production model applications were conducted with FISHLAB and with ASPIC (Prager 1994, Prager 1995) software. One non-equilibrium production model formulation was fit to the fleet-aggregated catch and CPUE using the ASPIC software (version 4.07). The FISHLAB software was used to fit the fleet-disaggregated catch and CPUE for white marlin. Due to time constraints, only the logistic (Schaefer) production models were fit. Models were continuous time, non-equilibrium formulations. Fitting was conditioned on yield and SSE was computed in log space. Catch data were used from 1956 through 1999. A single composite CPUE series (**Table 8**) was used. The constraint  $B_1 = K$  was applied. Stock status was characterized by  $B/B_{MSY}$  (relative stock biomass at the start of year 2000) and  $F/F_{MSY}$  (relative fishing mortality rate during year 1999).

#### *VII.3.B.1. White marlin FISHLAB results*

##### *Single combined index*

Model results shown below suggest severe depletion of the stock has happened, with current biomass at 13% of the  $B_{MSY}$  level (**Table 26**). These results are also shown in **Table 28** as Run FL 1.

The predicted CPUE index, however, does not fit very well the observed CPUE, and residuals show strong patterns with time (**Figure 41**). The model predicts that biomass dropped below  $B_{MSY}$  since 1970 and has not recovered since.

### *Fleet-specific indices and catches*

A solution was obtained using all indices except the Cote d'Ivoire index because the number of observations for this index ( $n=4$ ) was too small and could not be considered by the algorithm. Parameter estimates are found below in **Table 27**. These results are also shown in **Table 28** as Run FL 0.

The fit of the model to the different cpue indices shows problems, including the inability to explain the large raise and drop of cpue in the Japanese longline series during the late 1950s and 1960s, and residual trends for some of the other indices (**Figure 42**). The biomass trend suggest that since the mid 1970s the stock has been below  $B_{MSY}$  (**Figure 43**). Only point estimates are reported. Bootstrapping should be used to provide a broad view of uncertainty associated with these estimates.

#### *VII.3.B.2. White marlin ASPIC results*

A non-equilibrium logistic surplus-production model was fit to the combined CPUE index and total catch of white marlin. It was possible to obtain estimates in this case, by using the robust fitting criterion least median of squares (LMS) in place of least squares. The LMS method is robust to 50% contamination of the data. An equivalent statement is that up to half the residuals can be ignored in fitting. In this case (**Figure 44**), the fitted model largely ignores the sharp increase in CPUE near the beginning of the series. These results are also shown in **Table 28** as Run Run 1.

#### *VII.3.B.3. White marlin sensitivity analyses*

Several sensitivity evaluations were also conducted for white marlin (**Table 28**). As for blue marlin, the purpose of these sensitivities was to permit the Workshop to identify potentially fruitful research and data collection activities that could provide a basis for improvement in scientific advice to the Commission. The sensitivities are not believed to be superior evaluations of current stock status compared to the base line evaluations conducted. The sensitivity trials are not exhaustive, but those conducted do provide guidance with respect to how to focus future research aimed at developing information bases that could reduce uncertainties in future assessments. The sensitivity trials included (1) restricting the analysis of catch and effort time series to the period since 1986, the beginning of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish; (2) modeling the catch and effort as two distinct periods, 1959-1973 and 1974-1999; and (3) application of an alternative Japanese longline CPUE series such as that proposed in SCRS/00/81.

A sensitivity evaluation that used only data from 1986 through 1999 (14 years of 44 years available) was conducted (Run Sens 1 FL in **Table 28**). Thus, this sensitivity run ignores the years of highest recorded catch and catch rates and also most of the data on the stock. This time corresponds to the initiation of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish. When the model is fit to these recent data only, stock status appears better than when all data are used. Results of this sensitivity trial are shown in **Figure 45** and **Table 29**).

Another sensitivity evaluation which divided the data stream into two segments, 1956-1973 and 1974-1999, with a separate catchability coefficient estimated for each segment was conducted (Run Sens 2 FL in **Table 28**). This could allow for changes in fishing operations or equivalent with other causes. The choice of the specific dividing point (1973/74) was arbitrary. This sensitivity trial was conducted with the FISHLAB software application of the logistic model (see **Figure 46** and **Table 30**).

An additional sensitivity in which, for white marlin, an alternative CPUE for Japanese longliners, standardized by the Hinton and Nakano (1996) method using catch per effort data from 1959 through 1998 and applying a blue marlin habitat model developed from Pacific Ocean observations was evaluated. In this case, only the alternative Japanese longline CPUE and total catch from 1956 to present were used (i.e. CPUE patterns from other fisheries were not considered, although the total catch was consid-

ered). For this sensitivity, the constraint  $B_1=K$  was applied. Stock status was characterized by  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$ . The logistic production model formulation was applied through ASPIC version 3.82. In this application, the estimated value of  $r$  was 0.50 for white marlin, which was higher than that estimated in the Base case. In case of white marlin, this model indicates the status of the stock in 2000 was far below the MSY level ( $B$ -ratio =  $4.9E-05$ , see **Figure 47**). These results are summarized as Run Sens 3 in **Table 28**.

#### *VII.3.B.4. Summary of White Marlin Stock Status Evaluations and Outlook.*

The previous Atlantic white marlin assessment was conducted in 1996. The general results from this analysis indicated that in the mid-1990s biomass was about 20% of  $B_{MSY}$ , that fishing mortality was about 2 times  $F_{MSY}$ , and that overfishing had been occurring for about three decades. MSY was estimated to be near 2,200 MT.

A new assessment was carried out this year using similar methods to the previous assessment, but with data sets that had been revised extensively in response to concerns raised since the 1996 assessment. The new assessment is more pessimistic; it suggests that the total Atlantic stock less than 15% of  $B_{MSY}$ , that overfishing has taken place for over three decades, and that the stock is less productive stock than previously estimated, with an MSY smaller than 1,300 MT. Current fishing mortality is estimated to be 7 times higher than  $F_{MSY}$ , or higher.

For the assessment, the Workshop considered a few alternative models and data sets, including cases in which much of the historical data were disregarded or down-weighted. One of these sensitivity analyses provided more optimistic results than those reported above, with the stock estimated to be near  $B_{MSY}$  and fishing mortality estimated to be below  $F_{MSY}$ , while the remainder of the other analyses provided even more pessimistic results. The Workshop noted that the historical catch and effective fishing effort data must be validated before such uncertainties can be reduced.

White marlin landings declined in 1999 by 44% from the 1996 level, in conformity with a recommendation made by the Commission. Given that the new assessment estimates that overfishing is still occurring, that productivity is lower than previously estimated, and that the stock is severely depressed below the  $B_{MSY}$  level, it is expected that landings of the magnitude contemplated by the 1996 Commission Recommendation will continue to result in overfishing of the stock.

### **VIII. EFFECT OF CURRENT REGULATIONS ON THE STOCKS**

The 1997 meeting of the ICCAT Commission recommended that, “*All Contracting Parties and non-contracting parties, entities or fishing entities, (1) Reduce, starting in 1998, blue marlin and white marlin landings by at least 25% for each species from 1996 landings, such reduction be accomplished by the end of 1999.*” It further noted that, “*The provisions of Section 1 shall not apply to small-scale artisanal fisheries, i.e. those small-scale fisheries for subsistence purposes, including sale to local markets.*” (ICCAT Recommendation 97/9)

SCRS/00/55 evaluated the effects of recent management measures in the U.S. by quantifying U.S. billfish landings from the Recreational Billfish Survey in 1999 relative to 1996. In response to increases in domestic minimum size regulations, white marlin landings decreased in both number and weight by more than 25%, the target level recommended by the SCRS at the 1997 ICCAT Commission meeting. The recommendation is not clear whether progress with respect to the reduction be measured in number of fish or by weight. Although numbers of blue marlin landed in the U.S. recreational fishery decreased by 15%, there was a 0.4 mt (1.2%) increase in the estimated weight of landings in 1999 relative to 1996 as a result of recently implemented tournament reporting requirements.

Two ICCAT Contracting Parties (the United States and Venezuela) and two non-contracting parties (Mexico and St. Lucia) had previously established domestic regulations for commercial and recreational fisheries involving blue marlin to reduce mortality. The U.S. made changes to its existing regulations for the recreational fishery for billfishes (blue marlin, white marlin and sailfish) in 1998 by increasing minimum size regulations and implementing mandatory billfish tournament registration in order to improve monitoring of this fishery. Venezuela also made changes to its 1990 regulations affecting billfish landings and bycatch. In February, 2000, new domestic regulations went into effect, including mandatory release of all live billfish caught by the Venezuelan industrial fishing fleet and domestic minimum sizes were established for blue marlin and white marlin.

SCRS/00/83 reported that, due to the shift in fishing grounds of the Japanese longline effort from the SE Atlantic to the NE Atlantic, the 1998 estimated landings of blue marlin from the Japanese fleet was 66% of 1996 levels by weight. The 1998 estimated landings of white marlin were 47% of the 1996 estimated landings (in weight).

The Working Group estimated blue marlin and white marlin landings for the Atlantic Ocean (**Table 31**). In 1999, the total estimated blue marlin landings from the Atlantic Ocean was 3,316 MT, a 28% decrease from 1996. White marlin landings in the Atlantic Ocean were estimated at 908 mt in 1999, a 44% reduction from 1996. Both Surface landings and Other include landings from the Venezuelan gill net fishery. Although the Commission recommendation excluded artisanal fisheries from the recommended reduction, the Group is not in a position to define which fisheries are artisanal.

## **IX. FUTURE RESEARCH NEEDS AND RECOMMENDATIONS.**

### **IX.1. Statistics**

The Workshop recommended, concerning statistics, that:

1. The national scientists of all the fishing nations should report to the SCRS on the following:

- a Documentation of the principal method(s) by which the catch and effort data were obtained.
- b Documentation of the principal method(s) used to obtain standardized estimates of fishing effort.
- c If methods other than the principal methods were used to develop any of these data, then documentation of these other methods and the time periods of their application should also be provided.

All data provided, (including but not limited to: total catch by species, nominal and standardized effort, and CPUE) should include an estimate of their reliability, (i.e. estimates of standard errors or estimates of the order of magnitude of possible errors and a supporting justification) for the annual values.

2. The SCRS study new series of data estimates presented at this meeting (e.g. canoe fisheries of Cote d'Ivoire) and if considered justified, adopt them for Task I base. National scientists who presented these new series, which are different from past historical data should further investigate the differences (e.g. Venezuelan gillnet) and if necessary, submit formal request of the modification of Task I data base, with a justification.

3. The historical catches by EU purse seiners and longliners be critically reviewed and, as much as possible, the revised data be submitted to the SCRS.

4. Concerning the lack of CPUE series for Brazilian fisheries (except for Santos based fleet) and considering the importance of these fisheries, Brazilian scientists should developed standardized CPUE series for these fisheries.

## **IX.2. Research**

Concerning the assessment, the Workshop recommended that additional detailed analyses of the available data be conducted and that alternative assessment methodologies, which make use of all available information (particularly size frequency, environmental data and review of available CPUE) be explored for application to marlins. In general, the Workshop recommended that the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish to be expanded and continued. The followings are specific recommendations which Workshop present to the SCRS to consider:

1. There is limited information on basic biology and ecology of billfishes. The effort to improve estimates of growth (by using validated ageing methods), maturity, fecundity, trophic ecology, and spawning time and season for each species of billfish should be accelerated.

2. Initiate research to develop data required to model species-specific efficiency of longline hooks deployed under representative gear configurations, in the presence of environmental and hydrographic variability. This should include examination of existing CPUE data to develop and evaluate marlin habitat hypotheses for use in standardization of indices.

3. Initiate research to collect the information to define the habitat of billfishes, such as depth, temperature, dissolved oxygen, and other oceanographic and biological parameters. Based on the information obtained by these studies, the quantitative relationship could be constructed between billfish distribution (horizontally and vertically) and environmental variables;

4. Simulation studies should be continued to investigate the adequacy of the standardization of CPUE, especially for situations when the data are unbalanced or have a high proportion of zero-catch for billfish.

5. Continue studies to assess the post-release survival of billfishes caught and released by the commercial and recreational fisheries. The workshop strongly recommends the continuation of this type of research using satellite and other appropriate technology.

6. Conventional tagging activities of billfishes, particularly those billfish that are still alive when brought alongside vessels, should be accelerated. The Resolution adopted by the Commission in 1997 concerning conventional tagging of billfish be implemented and continue and expand efforts (e.g. ICCAT tag recovery network) to encourage the reporting of tag recaptures and associated biological information;

Given all these recommendations above, the Workshop considered that the continuation of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish is essential, since this program has been responsible for many of the improvements to the Atlantic-wide billfish research and recommend that the Commission continue supporting this program.

## **XI. OTHER MATTERS**

No other matters were discussed.

## **XII. ADOPTION OF THE WORKSHOP REPORT**

The Workshop reviewed the entire draft report and adopted it, after some modifications.

At the adoption of report, the Workshop was informed that The Billfish Foundation donated funding for the publication of the report in a hard cover version. The Workshop expressed its appreciation to this offer and at the same time, expressed the wish that Workshop Report should also be available in an electronic form (on CD-ROM or on the ICCAT Web-site). The Workshop recommended the Secretariat to comply with both requests. The contributors of the papers were asked to provide files in the format suggested by the ICCAT, which would accelerate the procedure of publication.

## **XIII. DRAFT OF EXECUTIVE SUMMARY OF SCRS REPORT FOR BLUE AND WHITE MARLINS**

After adopting the Billfish Workshop Report, the group reviewed the first draft of the Executive Summary of SCRS Report for the sections of blue and white marlin. Workshop participants made sure that all the new information which came out of the Workshop were incorporated. Some suggestions were made and those were included in the Executive Summary. It was confirmed that the draft agreed upon at this time would be presented at the upcoming SCRS Plenary session as the initial draft.

## **XIV. ADJOURNMENT**

At the adjournment, the Chairman thanked all the participants for their very hard work and collaboration. The participants also commended the good Chairmanship and thanked the hospitality of the Southeast Fisheries Science Center as well as The Billfish Foundation.

The meeting was adjourned.

## **REFERENCES**

- ARFELLI, C.A., A.F. Amorim, and L. Fagundes. 1997. Diagnose das pescarias dos atuneiros de Santos (1971-95). Resumos Expandidos - Congresso Latino-americano sobre Ciências do Mar, 7., Santos:48-50.
- DE SYLVA, 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.
- ERDMAN, D. S. 1968. Spawning cycle, sex ratio, and weights of blue marlin off Puerto Rico and the Virgin Islands. Trans. Am. Fish. Soc. 97: 131-137.
- HILL, K. T., G. M. Cailliet, and K. T. Hill. 1989 A comparative analysis of growth zones in four calcified-structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. Fish. Bull. 87: 829-843.
- HINTON, M and H. Nakano. 1996. Standardizing catch and effort statistics using physiological, ecological, or behavioral constrains and environmental data, with application to blue marlin (*Makaira nigricans*) catch and effort data from Japanese longline fisheries in the Pacific. Bull. I-ATTC 21(4): 171-200.
- HOENIG, J. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. Fish. Bull. 82:898-902.
- PRINCE, E. D., D. W. Lee., J. R. Zweifel, and E. B. Brothers. 1991. Estimating age and growth of young Atlantic blue marlin *Makaira nigricans* from otolith microstructure. Fish. Bull. 89(3): 441-459.
- PUNT, A.E. and R. Hilborn. 1996. Biomass dynamic models. User's manual. FAO Computerized Information Series (Fisheries) 10.
- WILSON, C. A., J. M. Dean, E. D. Prince, and D. W. Lee. 1991. An examination: of sexual dimorphism in Atlantic and Pacific blue marlin using body weight, sagittae weight, and age estimates. J. Exper. Mar. Biol. Ecol. 151:209-225.

## RAPPORT DES QUATRIÈMES JOURNÉES D'ÉTUDE ICCAT SUR LES ISTIOPHORIDÉS

(Miami, Floride, 18-28 juillet 2000)

### RÉSUMÉ

*Des informations détaillées sont fournies sur une évaluation de l'état des stocks de makaire bleu (Makaira nigricans) et de makaire blanc (Tetrapturus albidus) qui a été réalisée en 2000. Les thèmes suivants sont abordés: 1) examen des données de capture, d'effort et de taille; 2) examen des séries disponibles de CPUE; 3) examen des informations sur la biologie comprenant les données de marquage; 4) analyse d'évaluation des stocks et de leurs perspectives; 5) répercussions des réglementations actuelles sur les stocks; et 6) recommandations concernant la recherche et la collecte de statistiques.*

### I. OUVERTURE DE LA RÉUNION

Les Quatrièmes Journées d'étude ICCAT sur les Istiophoridés a eu lieu au NMFS Southeast Fisheries Science Center, Miami, Floride, Etats-Unis, du 18-28 juillet 2000, à l'invitation du Gouvernement des Etats-Unis. La réunion a été ouverte par le Président du SCRS, le Dr J. Powers. Le Dr N. Thompson, Directeur scientifique en exercice du Southeast Fisheries Science Center du National Marine Fisheries Service a souhaité la bienvenue à tous les participants. Le Dr Thompson a souligné que ces Journées d'étude étaient importantes pour comprendre et gérer les stocks d'istiophoridés, et elle a formulé le souhait que des progrès considérables soient réalisés à l'issue de la réunion. L'appui financier accordé à ces Journées d'étude par la Fondation Istiophoridés a été reconnu et apprécié.

### II. ADOPTION DE L'ORDRE DU JOUR

L'ordre du jour provisoire, diffusé antérieurement, a été révisé et adopté avec quelques modifications (**Appendice 1**). Il a été décidé que les Résumés exécutifs SCRS du makaire bleu et du makaire blanc seraient rédigés pendant les Journées d'étude.

### III. DÉSIGNATION DU PRÉSIDENT ET ORGANISATION DE LA RÉUNION

La réunion a été présidée par le Coordinateur des Istiophoridés, le Dr E. Prince (Etats-Unis). Les Journées d'étude ont été divisées en deux parties: une Section sur la préparation des données (18-22 juillet) et une Section sur l'évaluation des stocks (24-28 juillet). Toutefois, les débats n'ont pas eu lieu nécessairement dans cet ordre.

Les participants aux Journées (**Appendice 2**) ont examiné la liste des documents qui avaient été soumis au SCRS (et aux Journées d'étude) et ont accepté tous les documents (**Appendice 3**).

Plusieurs rapporteurs ont été désignés. Le Dr P. Miyake (Secrétariat) a été chargé d'assumer les fonctions de rapporteur général. Les participants suivants ont été assignés aux fonctions de rapporteurs pour des sections spécifiques:

I – V.1	P. Miyake
V.2	M. Farber
VI	J. Graves, B. Luckhurst et M. Farber
VII	G. Scott, M. Prager, V. Restrepo, C. Porch et P. Goodyear

VIII	A. Venizelos
IX	Y. Uozumi
X-XII	P. Miyake
XIII	E. Prince

#### IV. EXAMEN DU SCRS 1999

Il a été confirmé que la dernière Journée d'étude sur les Istiophoridés avait été tenue en 1996, et qu'en 1998, le SCRS avait décidé d'en organiser une autre à cette époque afin d'actualiser toutes les recherches menées sur les istiophoridés (notamment en ce qui concerne les makaires bleus et blancs). À la session de 1999 du SCRS, cette volonté avait été réitérée. Le SCRS avait alors reçu pour mandat de réaliser une étude critique de la base de données et des méthodes d'évaluation, ainsi que des évaluations approfondies du makaire bleu et du makaire blanc dans l'océan Atlantique. Quelques autres recommandations du SCRS relatives à la recherche sur les istiophoridés sont analysées dans les sections pertinentes.

#### *SECTION SUR LA PRÉPARATION DES DONNÉES, 18-22 JUILLET*

#### V. EXAMEN DE LA BASE DE DONNÉES

##### V.1. Examen des captures de makaires et des données d'effort et de taille par espèce, pays, zone et engin

###### *V.1.A. Examen des documents de travail présentant des statistiques sur la capture, l'effort et la taille*

Au début des Journées d'études, le Secrétariat a présenté les données de capture Tâche I des makaires bleus et blancs, telles qu'elles figurent dans la base de données ICCAT au 1<sup>er</sup> juillet 2000, et a demandé aux participants d'en examiner les chiffres pendant qu'ils étudiaient les documents présentés à la réunion. Le résumé des données apparaît aux **Tableaux 1 et 2** et aux **Figures 1 à 6** (chiffres révisés ultérieurement).

Le document SCRS/00/57 présentait une nouvelle série d'estimation des débarquements de makaires réalisés par les pêcheries sportives des Etats-Unis. Les données Tâche I déclarées à l'ICCAT par le passé constituent des estimations minimales fondées principalement sur les débarquements des championnats de l'*Atlantic Recreational Billfish Survey* (RBS) des Etats-Unis. Ce document a exploré l'intégration éventuelle des débarquements hors-championnats de la *Marine Recreational Fishery Statistics Survey* (MRFSS) des Etats-Unis dans la série historique Tâche I. Les modèles résultants ont estimé la totalité des débarquements de makaires par les pêcheurs sportifs américains en effectuant un ajustement pour tenir compte du biais présent dans les estimations RBS annuelles relativement précises, en utilisant les rapports statistiques entre les estimations MRFSS relativement peu faussées, mais hautement imprécises, et les estimations RBS. Comme il était prévisible, ces estimations étaient plus élevées que les estimations RBS antérieures, en raison de la couverture plus exhaustive de la pêche sportive aux Istiophoridés par le MRFSS. Toutefois, étant donné que la distribution historique par taille des échantillons MRFSS a subi un brusque changement, les estimations amplifiées du makaire bleu demeurent douteuses et pourraient être le fruit d'une anomalie statistique ou d'une autre nature. C'est pourquoi les révisions apportées dans ce document à la série de Tâche I du makaire ne devraient pas encore être adoptées comme les meilleures estimations pour les annales historiques.

Le document SCRS/00/60 a examiné toutes les données de taille disponibles des makaires bleus et blancs provenant des pêcheries sportives des Etats-Unis et des palangriers américains et vénézuéliens. Les dernières données proviennent d'un échantillonnage à bord et au port. Les participants ont observé que la nouvelle base de données mise en place pour cette étude contient la base de données ICCAT jusqu'en février 2000, plus des données supplémentaires pour les Etats-Unis et le Venezuela devenues



disponibles depuis lors. Entre-temps, l'ICCAT a également actualisé sa base de données (pour les pays autres que les Etats-Unis et le Venezuela). Les deux bases ont été comparées et mises à jour.

Le document SCRS/00/63 a présenté une nouvelle série historique de débarquements d'istiophoridés effectués à la pêche artisanale à la pirogue, au moyen de filets maillants dérivants déployés sur le littoral de la Côte d'Ivoire. Ces données ont été considérablement revues lors du SCRS de 1999, mais ce document propose de nouveaux changements fondés sur des études entreprises en 1999. Celles-ci couvrent la période 1988-1999 et se basent sur l'échantillonnage scientifique des journées de pêche et des captures réalisées à la pirogue. Les participants se sont penchés sur la nouvelle série de chiffres et ont estimé que les procédures suivies pour modifier les chiffres des débarquements historiques étaient bien documentées et justifiées. Ils ont donc décidé d'utiliser la nouvelle série de données pour les évaluations, et ont **recommandé** au SCRS d'adopter officiellement cette nouvelle série. Les estimations des débarquements entre 1984 et 1987 ont été réalisées en suivant la méthodologie présentée dans le document SCRS/85/46, et ces chiffres ont été saisis dans la base de données Tâche I de l'ICCAT. Toutefois, ces données sont moins précises. Les données d'avant 1984 ne sont pas disponibles, bien que la pêche à la pirogue existât à cette époque. Il faut donc tenir compte de la qualité discontinue des données durant les analyses. Les participants ont observé que les données de taille figurant dans le document SCRS/00/63 n'ont pas été transmises à l'ICCAT, et les scientifiques nationaux ont été priés de les envoyer le plus tôt possible.

Le document SCRS/00/45 a examiné les captures d'istiophoridés obtenues du programme d'observateur parrainé par le Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés, actuellement en cours dans la pêche palangrière vénézuélienne. Les espèces-cibles sont l'albacore, le germon et l'espadon, tandis que les istiophoridés sont généralement capturés accidentellement. Le programme s'étend de 1991 à 1999 et porte sur l'échantillonnage des fréquences de taille ainsi que sur la répartition géographique des taux de capture (nombre de poisson pour 100 hameçons). Le document conclut que les taux de capture moyens pour les quatre espèces d'istiophoridés varient dans le temps et dans l'espace dans la zone prospectée, les taux de capture du makaire blanc dépassant ceux des trois autres espèces. On a eu recours à des données d'observateur et à un taux de couverture pour corriger les données de capture Tâche I de 1997.

Le document SCRS/00/74 a présenté les résultats des campagnes d'échantillonnage réalisées dans la pêcherie à filet maillant du Venezuela, qui a démarré à la fin des années 1980, et qui a pour cible les istiophoridés. Il a été signalé que l'effort de pêche était en augmentation, bien que le nombre de bateaux soit strictement contrôlé par la législation nationale. Le document fait état des débarquements de makaires blancs et bleus réalisés par cette pêcherie entre 1991-1999.

Les participants ont constaté que les deux séries reportées pour cette pêcherie à filet maillant étaient différentes. Les données Tâche I couvrent la période 1988-1996, tandis que la nouvelle série présentée au SCRS/00/74 couvre la période 1991-1999. Les débarquements Tâche I sont pratiquement semblables à ceux de la nouvelle série de 1991-1995. Après comparaison de ces deux séries, les participants ont décidé de conserver les données Tâche I jusqu'en 1995 et d'utiliser la nouvelle série pour la période 1996-1999, étant donné que les données récentes Tâche I sont incomplètes. Il a été **recommandé** que des scientifiques nationaux tentent de déterminer la différence entre ces deux séries et, si nécessaire, présentent une modification accompagnée d'une justification.

Le document SCRS/00/76 a récapitulé l'information obtenue à partir d'un programme d'observateurs mené à bord de senneurs communautaires qui pêchaient dans l'Atlantique tropical est, de juin 1997 à juin 1999. Le document a fait état des captures retenues et rejetées de toutes les espèces non-cibles (y compris les makaires bleus et blancs) réalisées sous DCP (Dispositif de concentration du poisson) et en bancs libres. Sachant que les ratios des istiophoridés par rapport aux captures de thonidés sont donnés pour la pêche en bancs libres et sous DCP, les participants ont estimé de façon approximative les captures historiques des istiophoridés sur la base de ces ratios qui ont été appliqués à tous les thonidés capturés dans l'Atlantique tropical est par la flottille de senneurs dont les capitaines sont de nationalité française

et espagnole. On a stratifié les données de capture sous DCP et en bancs libres disponibles depuis 1991. Avant 1990, on a supposé que toutes les captures provenaient de bancs libres, car l'on ne disposait pas de données sur le type d'opération. Les résultats figurent au **Tableau 3**. Il convient de noter, cependant, que les ratios ont été calculés uniquement sur la base de campagnes d'échantillonnage réalisées sur une période limitée (juin 1997 - juin 1999), et qu'ils ont été ensuite appliqués aux données historiques. Cette procédure risque de ne pas être appropriée, du fait que les modes d'opération, les saisons de pêche, les zones de pêche et les espèces-cibles de ces flottilles ont considérablement changé au cours de cette période. Les **Figures 7 et 8** comparent les prises de makaires à la senne (dans l'ensemble de l'Atlantique, étant donné que la démarcation nord-sud n'était alors pas disponible) transmises dans les données de Tâche I, en ayant recours aux nouvelles estimations de capture des senneurs dont le capitaine était français ou espagnol. Il a été **recommandé** que les captures historiques réalisées par les senneurs fassent l'objet d'un examen critique et que, dans la mesure du possible, les données révisées soient soumises au SCRS.

Le document SCRS/00/51 a examiné l'évolution de la pêcherie de thonidés chinoise entre 1994-1996. Cette pêcherie consistait en deux types d'opération : l'une destinée au marché du sashimi, et l'autre à l'industrie de la conserve. Cette dernière pêcherie prend la plus grande part des istiophoridés qui sont capturés par la flottille chinoise. Le document indique les taux de capture, les compositions spécifiques et les données de taille obtenues à partir d'un programme d'observateurs. Selon les données présentées dans ce document, les captures historiques d'istiophoridés ont été estimées à l'aide du nombre total d'hameçons déployés tous les ans par les palangriers chinois, multiplié par les taux de prises accessoires de makaire blanc et de makaire bleu (en chiffres), et ensuite converti en poids. Les résultats figurent dans la version révisée du SCRS/00/51. Les participants n'ont pas modifié les données Tâche I, mais ont recommandé que les scientifiques nationaux poursuivent leurs recherches sur les prises historiques.

#### *V.1.B. Examen et approbation des révisions de données de capture, effort et taille présentées par les pays*

Après examen de tous les documents présentés aux Journées d'étude, les tableaux de captures annuelles historiques présentés par le Secrétariat (Tâche I) ont fait l'objet d'un examen critique par pays, zone et engin. Les modifications les plus importantes portent sur les débarquements de makaire bleu de la Côte d'Ivoire. Des mises à jour pour 1998 et 1999 ont été introduites.

Outre ces changements adoptés pour les données Tâche I, les participants ont décidé d'utiliser les estimations des captures historiques des senneurs communautaires et les estimations des captures palangrières chinoises. Les participants ont estimé que ces deux nouvelles séries constituent les "meilleures estimations", mais comme aucune Partie contractante intéressée ne les a examinées, elles sont incluses dans la base de données opérationnelle de la réunion. A cette date, ces changements n'ont pas été utilisés pour actualiser la base de données Tâche I. Il a été **recommandé** que les scientifiques pertinents de ces Parties (Etats-Unis et Chine) entreprennent de nouvelles études et soumettent les résultats à la réunion 2000 du SCRS en vue d'adopter une décision finale. Pour les pêcheries dont les données de 1999 n'étaient pas disponibles, on a reporté les chiffres de 1998 (signalés à l'aide d'un astérisque dans le tableau).

Il a été décidé d'inclure un récapitulatif de la base de données opérationnelle comme **Tableaux 1 et 2** (au lieu des données de Tâche I officielles de la réunion).

Les **Figures 1 et 4** indiquent le total des prises déclarées de makaires bleus et blancs, respectivement, pour l'Atlantique sud et nord. Les **Figures 2, 3, 5 et 6** illustrent les captures de ces deux espèces par principale catégorie d'engin pour l'Atlantique nord et sud. Les **Figures 7 et 8** montrent le total des captures atlantiques de makaires bleus et blancs réalisées à la senne, telles que figurant dans la base de données Tâche I, les captures des senneurs de la FIS (flottille franco-ivoiro-sénégalaise) et de la flottille espagnole étant cependant remplacées par les nouvelles estimations (**Tableau 3**).

L'aire de répartition géographique des captures de makaire bleu et de makaire blanc, obtenues par tous les engins combinés dans l'ensemble de l'océan Atlantique, est indiquée par trimestre aux **Figures 9 et 10**. Les captures sont exprimées en tonnes métriques, et toutes les données pour les années 1950 à 1997 sont combinées dans ces chiffres.

La base de données ICCAT de prise et effort (Tâche II) et la base de données taille ont également été actualisées grâce aux nouveaux renseignements fournis pendant les Journées d'étude, notamment les informations analysées à la section V.1.A.

## *V.2. Examen de la disponibilité des séries de CPUE par espèce (makaires seulement), pays, zone et engin*

Dans cette section, l'examen n'a porté que sur la disponibilité des séries de CPUE et sur les descriptions des procédures adoptées pour calculer la CPUE. L'évaluation de la méthodologie et de la procédure, ainsi que l'interprétation des résultats sont du ressort de la session d'évaluation.

Le document SCRS/00/45 présente la distribution de la CPUE des istiophoridés observée par espèce des palangriers vénézuéliens dans la mer des Caraïbes et dans l'océan Atlantique centre-ouest. Les cartes sont établies par espèce et par trimestre, et les estimations de la CPUE se fondent sur la moyenne de poissons capturés par 100 hameçons entre 1991-1999. Les valeurs de la CPUE ne sont pas présentées; seules les distributions sont indiquées.

Une standardisation des CPUE palangrières du Venezuela a été effectuée, au cours des Journées d'étude, à l'aide des données du Programme d'observation pélagique vénézuélien. L'indice du nombre de poissons par nombre d'hameçons (une centaine) a été estimé à partir du nombre de makaires bleus et blancs capturés et déclarés dans les formulaires de données remplis depuis 1991 par les observateurs scientifiques qui se trouvaient à bord des palangriers dans le cadre du Programme d'observation pélagique palangrière. La procédure d'analyse de la standardisation inclut les variables suivantes: année, zone, saison, catégorie de bateau, profondeur de l'hameçon et type d'appât. L'indice standardisé a été estimé à l'aide de modèles mixtes linéaires généralisés d'après une approche delta log-normale. La procédure utilisée est semblable à celle du document SCRS/00/59. Les résultats sont présentés en **Appendice 4**.

Le document SCRS/00/51 présente une évaluation préliminaire des taux de capture nominaux mensuels (en nombre de poissons/1000 hameçons) de quatre palangriers chinois pour la période 1994-1996. Les données provenaient des livres de bord et ont été validées par un observateur à bord.

Le document SCRS/00/58 présente une actualisation des taux de capture standardisés pour le makaire bleu et pour le makaire blanc à partir des données des championnats provenant de la pêche sportive des Etats-Unis pour les années 1973-1999. Cette actualisation incluait les analyses de CPUE en nombre de poisson/100 heures d'effort et en poids (kg)/100 heures d'effort. Les indices standardisés résultants différaient entre les deux unités de mesure pour le makaire bleu, mais étaient pratiquement identiques pour le makaire blanc. La méthodologie appliquée exigeait d'estimer les tailles des poissons non hissés à bord (c'est-à-dire, perdus, remis à l'eau ou marqués et remis à l'eau) afin d'estimer les prises en poids pour obtenir les indices d'abondance fondés sur le poids. En outre, selon une tendance croissante au long des années 1990, la taille moyenne du makaire bleu augmentait progressivement parce qu'on hissait à bord des pourcentages inférieurs de makaire bleu suite à une plus grande prise de conscience de l'éthique de conservation, suite aux réglementations imposées par les propres entités et aux réglementations de taille minimale supérieure qui avaient été appliquées en 1998. Les résultats d'une analyse de simulation des indices d'abondance fondés sur le poids comparé aux indices d'abondance fondés sur le nombre (SCRS/00/53) ont indiqué que « les estimations des points de repère de gestion ne différaient que très légèrement lorsqu'on utilisait dans l'ajustement des indices d'abondance fondés sur le nombre plutôt que sur le poids ». Les résultats obtenus en utilisant les prises en poids de la pêcherie à la canne-moulinet des Etats-Unis, qui ont subi plusieurs modifications des réglementations de taille minimale dans le temps, sont biaisés et les conclusions doivent être tirées en n'utilisant que les indices d'abondance fondés sur le nombre (cette question fait l'objet d'une discussion détaillée dans la Section VI).

Le document SCRS/00/59 présente la standardisation des taux de capture pour le makaire bleu et le makaire blanc à partir de la pêche pélagique palangrière des Etats-Unis. Les CPUE standardisées annuelles en poids (kg)/1000 hameçons ont été estimées à partir du nombre d'istiophoridés capturés et déclarés par les pêcheurs commerciaux dans les livres de bord obligatoires en appliquant le poids moyen annuel estimé par les observateurs scientifiques à bord de palangriers depuis 1992. Les indices standardisés ont également été présentés en nombre de poissons/1000 hameçons, tel que figurant dans les livres de bord. Des cartes indiquent également les CPUE nominales moyennes en poisson/1000 hameçons par aire de 5x5 degrés.

Le document SCRS/00/61 a évalué des postulats associés à la distribution en profondeur du makaire bleu par rapport à la standardisation des statistiques de capture et d'effort. Ce document global a examiné les informations publiées sur la profondeur de la pêche et sur les aspects écologiques associés au makaire bleu afin de décider s'il est raisonnable d'estimer les CPUE en supposant que le makaire bleu est limité à une gamme étroite de profondeur et de température. Cet article a conclu que les modèles *ad hoc* (non statistiques) ne sont pas appropriés pour standardiser les sélectivités relatives des engins afin d'appréhender les changements dans la profondeur de pêche.

Le document SCRS/00/62 présente les données de CPUE nominales provenant de la flottille palangrière de la ville de Santos (Brésil). Ces données incluent les CPUE nominales par espèce, en poids total (kg)/1000 hameçons pour la flottille de Santos pendant les années 1995-1999. Par ailleurs, des données ont été présentées séparément pour la flottille nationale brésilienne et pour les flottilles louées (Honduras et Barbade) opérant à partir de Santos pour les années 1995-1998. Aucune donnée historique de CPUE standardisée n'était disponible. Les participants ont consacré un temps considérable et déployé de gros efforts pour standardiser les séries historiques de CPUE palangrière du Brésil pour la flottille basée à Santos en utilisant les données présentées dans le document SCRS/00/62, et pour l'ensemble de la flottille brésilienne en utilisant les données Tâche II de l'ICCAT. Les résultats de cette première analyse figurent en **Appendice 5**. Ces séries de données continuent de poser problème étant donné qu'il existe certaines différences dans les prises de Tâche I et de Tâche II et que les données Tâche II de Santos ne correspondent pas aux données Tâche II de l'ICCAT. Les participants ont manifesté leur préoccupation quant à l'absence des séries de CPUE pour les pêcheries brésiennes (sauf pour la flottille basée à Santos). Compte tenu de l'importance de ces pêcheries, les participants **ont recommandé** que les scientifiques nationaux adoptent certaines mesures correctrices.

Les taux de capture nominaux du makaire bleu (1988-1999) et du makaire blanc (1996-1999) issus de la pêcherie au filet maillant dérivant en Côte d'Ivoire sont détaillés dans le document SCRS/00/63. Le tableau des CPUE annuelles était fondé sur le rapport kg/sortie, une sortie étant une opération de pêche à la pirogue pendant une nuit. Par ailleurs, on a projeté des taux de capture nominaux mensuels en nombre de poissons/sortie en prenant la température mensuelle moyenne à la surface pour le makaire bleu pendant les années 1988-1999. Le schéma de CPUE pour le makaire bleu a également été donné pour la période 1988-1999.

Les données des CPUE nominales pour la période 1990-1999 provenant de la pêche artisanale au filet maillant visant les istiophoridés au large de la côte centrale du Venezuela sont présentées dans le document SCRS/00/74. Les prises et les CPUE du makaire bleu et du makaire blanc ont connu des tendances croissantes pendant les années 1996-99, ce qui pourrait être associé à une plus grande disponibilité des ressources à l'échelle locale et à une utilisation plus fréquente de filets plus grands avec le temps. Il est possible que ces conditions aient donné des proportions plus élevées de poissons plus grands dans les prises et, par conséquent, une augmentation de la CPUE (kg/sortie).

Le document SCRS/00/75 compare les tendances des taux nominaux de capture annuelle d'istiophoridés provenant de deux sources de données pour la pêche sportive visant les istiophoridés au Venezuela pendant les années 1984-1999. Les modifications introduites dans les réglementations gouvernementales appliquées en 1990 ont donné lieu à des déclarations apparemment erronées de la part

de la pêche sportive (hors-championnat) transmises par le *Playa Grande Yachting Club* (PGYC), situé sur la cote centrale du Venezuela à proximité de La Guaira. Afin d'essayer de compenser les données manquantes, on a analysé les tendances des CPUE du makaire bleu et du makaire blanc en comparant les données du PGYC (comprenant les bateaux privés et loués) et les données des championnats de pêche sportive pour la même zone et pendant les années 1984-1989 et 1991-1999. On a observé une corrélation significative entre ces deux variables pour le makaire bleu pendant la période 1984-99 et on a proposé d'utiliser les valeurs de CPUE pour cette période au lieu des prises du PGYC pour la période 1990-1999.

Le document SCRS/00/79 a examiné les changements de types d'opération observés chez les palangriers japonais dans l'Atlantique tropical pour la période 1975-98 afin d'évaluer leur influence sur la CPUE du makaire bleu. Après 1975, le nombre d'hameçons a augmenté de façon spectaculaire de sorte à atteindre des eaux plus profondes. Le vaste lieu de pêche traditionnel s'est concentré sur l'Atlantique du sud-ouest dans les années 1980 avant de se déplacer progressivement vers l'Atlantique du Nord-est dans les années 1990. Depuis 1975, la répartition des engins s'est déplacée de la principale zone de distribution du makaire bleu, à la fois verticalement et horizontalement, vers une zone de distribution plus marginale. Le document SCRS/00/79 indiquait que ces changements allaient probablement impliquer une réduction de l'efficacité des hameçons de la palangre dans la pêche au makaire bleu. Ceci dit, la CPUE nominale la plus élevée de ces dernières années a été observée pour la palangre dotée du plus grand nombre d'hameçons par panier. Ces deux observations contradictoires doivent être prises avec beaucoup de précaution lorsqu'on standardise la CPUE du makaire bleu de la palangre japonaise. Les participants ont souligné qu'il était difficile de tirer des conclusions en raison de l'absence d'informations spatio-temporelles spécifiques qui sont nécessaires pour analyser correctement les données.

Le document SCRS/00/80 a examiné les profondeurs de la pêche à l'hameçon des cinq espèces d'istiophoridés à partir de systèmes de bathythermographe utilisés dans les opérations palangrières. On a également enregistré et analysé les prises par nombre d'avançons. Les istiophoridés du Pacifique qui ont été examinés ont été pêchés à des profondeurs allant de 40 à 160 mètres dans la couche mélangée ou thermocline. Les prises par avançon, qui peuvent refléter la répartition verticale des espèces, ne coïncidaient pas avec les résultats obtenus en appliquant les systèmes de bathythermographe. On suppose que la principale cause de cette différence provient de la variation de la profondeur des hameçons provoquée par le courant.

Le document SCRS/00/81 présente les CPUE du makaire bleu et du makaire blanc pris par les palangriers japonais, standardisés par la méthode GLM mise au point par Hinton et Nakano (1996) ainsi que par la GLM traditionnelle. La méthode de Hinton et Nakano (1996) standardise l'effort nominal de la palangre sur le makaire bleu/makaire blanc en utilisant le comportement observé de ces espèces et les données environnementales. Les CPUE standardisées du makaire bleu obtenues par ces deux méthodes montraient des tendances différentes, surtout pendant les années 1960 et après 1983, lorsque les palangriers japonais ont introduit les opérations en profondeur. Ces différences pourraient être attribuées aux variations annuelles affectant la quantité d'effort effectif, qui dépendent de la variabilité des conditions environnementales des lieux de pêche et des changements des schémas opérationnels des palangriers japonais. Les différentes efficacités des engins observées entre la méthode de Hinton et Nakano et les autres méthodes GLM proviennent des différentes façons d'intégrer les effets engin, biologique et habitat afin de capturer de façon appropriée la dynamique des pêcheries. Il est nécessaire d'obtenir des informations supplémentaires sur les engins, sur le comportement du poisson et sur l'habitat afin de vérifier l'ajustement des modèles de GLM.

Les participants ont discuté de l'application de la méthode de Hinton et Nakano (1996) aux données palangrières du Japon dans l'Atlantique. Ils partagent le point de vue des auteurs du document SCRS/00/81 selon lesquels les postulats utilisés dans l'application dans l'Atlantique doivent faire l'objet de tests supplémentaires en partant des observations issues des makaires bleus et bancs de l'Atlantique ainsi que des observations sur les profils actuels de la profondeur de pêche pour cette pêcherie. Les participants ont également accepté la conclusion des auteurs qui affirment que les taux de capture du makaire bleu et

blanc standardisés par la méthode de Hinton et Nakano sont trop provisoires pour être utilisés dans l'analyse du cas de base. Pour le cas de base, les participants ont accepté que les taux de capture soient standardisés au moyen d'autres modélisations linéaires généralisées qui tiennent compte des effets HPB (hameçons par panier), temps et zone sur les taux de capture du makaire bleu et du makaire blanc de cette pêcherie. Les participants **ont recommandé** la collecte de données supplémentaires sur les rapports entre la répartition des makaires et la profondeur de pêche afin de permettre l'affinement des postulats de la méthode telle qu'elle est appliquée dans le document SCRS/00/81. Les participants ont conclu que les alternatives de la méthode GLM ne doivent pas se limiter à la méthode spécifique telle qu'elle présentée dans le document SCRS/00/81.

Le document SCRS/00/82 a présenté les résultats d'essais de simulation structurés dans le but de refléter le mode d'augmentation des hameçons par panier (HPB) utilisés par les palangriers japonais opérant dans l'Atlantique tropical au cours de l'histoire de cette pêcherie. Les modélisations linéaires généralisées (GLM) qui n'utilisent que les effets annuels et le HPB comme covariances de facteurs fixes dans les analyses des données simulées (avec du bruit blanc) peuvent introduire des biais (positifs ou négatifs) dans les estimations de la CPUE véritable. Le rendement de la procédure testée de GLM utilisant un HPB s'est détérioré en donnant une proportion décroissante d'opérations simulées, une capture positive et des modèles d'échantillonnage de plus en plus déséquilibrés. Pour les évaluations du modèle d'échantillonnage déséquilibré, le GLM n'est pas parvenu à prévoir avec exactitude (sous-estimation) les effets HPB postulés dans la simulation. Il se peut que ces simulations représentent davantage la situation des espèces rares dans les prises comme, par exemple, le makaire bleu.

Les participants ont toutefois observé que, de façon générale, les procédures de GLM appliquées dans le document SCRS/00/82 ont pu reproduire le schéma en reflétant relativement bien la CPUE. Ils ont également noté que l'efficacité du HPB associé aux taux de capture pourrait ne pas être homogène dans le temps et dans l'espace, ce qui risque d'introduire des effets de confusion et des biais même dans la tendance estimée. Les participants sont arrivés à la conclusion que des simulations plus extensives doivent être appliquées pour évaluer plus en détail l'utilisation du HPB comme covariance dans les procédures de standardisation.

Les données de la CPUE nominale annuelle moyenne exprimées en nombre de poisson/1000 hameçons pour le makaire bleu et le makaire blanc provenant de la pêche palangrière japonaise sont présentées dans le document SCRS/00/83. Des cartes indiquent la répartition et les taux relatifs de capture par zone de 5x5 degrés pour les années 1996-1998. En outre, la CPUE annuelle par espèce est présentée sous forme de tableau par zone ICCAT pour la période 1994-1998.

Le document SCRS/00/78 a examiné les données disponibles des palangriers atlantiques du Taïpei chinois concernant la capture, l'effort de pêche et la CPUE nominale pour les makaires bleus et les makaires blancs. Ce document présente également la CPUE standardisée pour le makaire bleu et le makaire blanc (en nombre de poissons) fondée sur des données regroupées par année, degré de 5x5, trimestre et zone de pêche. Les résultats montrent une tendance décroissante de 1968 à 1992 pour les makaires blancs et les makaires bleus, avec une augmentation initiale, suivie d'une baisse du début des années 1970 jusqu'au début des années 1990 et une stabilisation par la suite.

Les participants ont estimé que ces données pouvaient être mieux standardisées si l'on utilisait un facteur saisonnier bimensuel plutôt qu'un facteur trimestriel étant donné que les données de l'échelle plus fine semblaient mieux représenter le schéma saisonnier dans la pêcherie. Par ailleurs, il a été recommandé d'appliquer les effets aléatoires pour les interactions concernant le terme année, telles que les interactions année\*zone qui sont importantes dans ces données. Cette recommandation reflète les discussions qui se sont tenues lors de la réunion du Groupe de Méthodologie du SCRS du mois de mai. Les participants ont également fait observer le peu de données collectées pour 1991 et 1992 et ont recommandé que la standardisation de la série temporelle soit faite en omettant les observations de ces deux années. En conséquence, les participants ont mis au point une série temporelle de CPUE standardisée

en appliquant un GLM avec un facteur saisonnier bimensuel et des interactions année-zone comme effets aléatoires, en utilisant les données de 1969-1998 à l'exception des années 1991 et 1992. Les résultats provisoires sont indiqués en **Appendice 6** et les modèles de CPUE sont comparés dans le document SCRS/00/78.

Les participants ont fait remarquer l'absence d'informations sur la précision et l'exactitude dans certaines des séries de capture totale et de capture standardisée par unité d'effort. Ces données ont été fournies par les nations participantes, il est difficile de déterminer les données qui doivent être prises en compte dans les données annuelles de base et celles qui doivent être intégrées dans les analyses de sensibilité suivantes (voir également Section V.1).

#### SECTION SUR L'ÉVALUATION DES STOCKS, 24-28 juillet

## VI. EXAMEN DES DONNÉES BIOLOGIQUES Y COMPRIS LES FICHIERS DE MARQUAGE-RECAPTURE PAR ESPÈCE

### V.1. Makaire bleu

*A. Schémas de migration.* Le document SCRS/00/56 présente une analyse du marquage des istiophoridés par le *National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center* (1954-1999) et la *Billfish Foundation* (TBF; 1990-1999). Ces groupes ont marqué 41.983 makaires bleus dont 568 ont été recapturés. Les efforts mis en œuvre par le *South Carolina Marine Resources Division* (1974-1999) et le *National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program* (1962-1999) ont abouti au marquage de 1.360 makaires bleus dont 19 ont été recapturés. Des schémas saisonniers importants de migrations entre les Etats-Unis et le Venezuela sont évidents. Certains spécimens ont effectué des migrations plus grandes comprenant des migrations inter-océaniques (entre l'Atlantique et l'océan Indien), au moins 3 migrations transéquatoriales (du nord au sud) et 12 migrations transatlantiques, de l'ouest vers l'est. Parmi les deux principaux programmes de marquage examinés dans le document, le programme TBF présentait le taux de recapture le plus faible pour le makaire bleu (1,84%). Un nombre important de makaires bleus marqués ont été recapturés ces dernières années dans la pêche artisanale au filet maillant du Venezuela.

Il existe peu d'information sur la répartition verticale du makaire bleu ou sur l'écologie de cette espèce (y compris les préférences physiques et biotiques).

*B. Age et croissance.* A partir de l'analyse du comptage quotidien des anneaux otolithes (Prince *et al.*, 1991), on a observé que la croissance initiale des makaires bleus était très rapide, puisqu'ils atteignent 24 cm (longueur fourche) en 40 jours environ et 190 cm (longueur fourche) en 500 jours. L'examen du poids sagittal, du poids du corps et des caractéristiques longueur/âge indique que les différences de taille en fonction du sexe sont liées à la croissance différentielle entre les sexes et non à la mortalité différentielle (Wilson *et al.*, 1991). Bien qu'elle n'ait pas été validée pour cette espèce, la technique de détermination de l'âge par l'analyse des épines a permis d'estimer que les makaires bleus vivaient au moins 20-30 ans (Hill *et al.*, 1989). D'autre part, le nombre limité d'observations d'âge par taille offre dans l'ensemble une faible caractérisation de la croissance après la première année. L'estimation de l'espérance de vie est également confirmée par la plus longue période en liberté observée pour un makaire bleu, qui atteint 4.022 jours (environ 11 ans) pour un individu dont le poids était d'environ 30 kg au moment du marquage. Des poids de plus de 700 kg ont été observés et les individus dépassant les 135 kg sont pratiquement tous des femelles.

*C. Mortalité.* Le document SCRS/00/52 a examiné la mortalité naturelle (M) du makaire bleu. La mortalité naturelle est très difficile à estimer et, à plus forte raison, à séparer de la mortalité totale (Z).

Peu de jeux de données sont disponibles pour évaluer  $Z$  chez les individus les plus âgés dans un échantillon en utilisant la méthode de Hoenig (1983) corrigée en fonction de la taille de l'échantillon. Le makaire bleu le plus âgé dans le Pacifique, qui a été déclaré par Hill *et al.* (1989) dans un échantillon de 48 femelles, avait 27 ans. En postulant l'âge du plein recrutement selon le protocole d'échantillonnage de deux ans, l'estimation résultante est de  $Z = 0,18$ . Dans une étude séparée, Wilson *et al.* (1991) ont observé que le plus vieux makaire bleu du Pacifique dans un échantillon de 18 femelles avait 21 ans; L'estimation résultante est  $Z = 0,19$ . Sachant qu'une partie de la mortalité totale  $Z$  est due à la pêche, les estimations correspondantes de  $M$  doivent être inférieures aux estimations de  $Z$ . Les taux de mortalité par pêche situés dans la fourchette  $F = 0,3$  à  $F = 0,04$  impliquent  $M \approx 0,15$ , une limite probablement supérieure à  $M$ . Wilson *et al.* (1991) ont également échantillonné le makaire bleu atlantique: l'individu le plus âgé parmi un échantillon de 104 femelles avait 17 ans, ce qui donne une estimation de  $Z = 0,36$ . Les estimations de  $F$  du modèle de production excédentaire issues de la dernière évaluation du makaire bleu atlantique menée par l'ICCAT ont une valeur moyenne de 0,31 pour les années précédant les données de la période 1981-1984 comprises dans Wilson *et al.* (1991); ceci donne une estimation de  $M = 0,36 - 0,31 = 0,05$ . On sait cependant que les estimations du  $F$  absolu résultant des modèles de production excédentaire sont hautement imprécises (Prager, 1994).

*D. Reproduction.* Les cycles de reproduction et de frai des istiophoridés de l'Atlantique Nord ont été récemment récapitulés par DeSylva et Breder (1997). Les distributions larvaires indiquent la présence de zones de frai à proximité de la région des Bahamas, des îles Turks et Caicos, de Porto Rico et des îles Vierges, de Cuba et de la Jamaïque dans l'Atlantique Nord-ouest (entre 15° et 20° N). Des études histologiques et des études macroscopiques réalisées sur le terrain montrent que le frai a lieu de juillet à octobre dans cette partie de l'Atlantique (DeSylva et Breder, 1997). Les observations de gonades dans l'Atlantique Sud-ouest indiquent que les makaires bleus fraient au large du Brésil, entre 17° - 23° S et 37° - 42° O, pendant la saison d'été de l'hémisphère Sud (mois de janvier et février; Amorim et Arfelli, 1987). La collecte de larves dans l'Atlantique Sud-ouest au large du Brésil confirme en général cette période de frai.

DeSylva et Breder (1987) indique que le makaire bleu femelle peut frayer quatre fois pendant sa saison de reproduction, tandis que le mâle peut frayer pendant toute l'année. L'évidence d'un frai multiple se fonde sur une analyse de la fréquence des diamètres des ovules. Erdman (1968) a indiqué que les femelles peuvent atteindre leur première maturité sexuelle à 45 kg bien que DeSylva et Breder (1997) la situe chez des individus d'environ 120 kg. La fécondité d'une femelle de 147 kg dans l'Atlantique Nord-ouest a été estimée à 10,9 millions d'ovules et celle d'une femelle de 124,7 kg à 7 millions d'ovules.

*E. Identification du stock.* Lors des Troisièmes Journées d'étude ICCAT sur les istiophoridés tenues en 1996, les participants avaient estimé deux hypothèses de stocks (unités de gestion) pour le makaire bleu: une hypothèse Atlantique entier et une autre hypothèse consistant en deux stocks atlantiques séparés par la latitude 5° N. La première hypothèse a reçu la préférence des participants parce que (1) les makaires bleus sont répartis à travers la frontière proposée des stocks nord-sud pendant toute l'année; (2) le frai est largement distribué dans tout l'Atlantique Nord et Sud dans l'espace et dans le temps, et on ne sait pas si certains individus fraient dans les deux régions; (3) les récupérations de marques de makaire bleu ont démontré des migrations transatlantiques (six poissons) et transéquatoriales (deux poissons); et (4) l'analyse de l'ADN mitochondrial du makaire bleu n'a pas révélé d'hétérogénéité significative entre un échantillonnage important dans le Nord et un échantillonnage limité dans le Sud. Ceci dit, les incertitudes concernant la structure du stock de makaires bleus ont amené les participants aux Journées d'étude de 1996 à estimer que les deux modèles de stocks devaient être utilisés dans l'évaluation (ICCAT, 1998).

Le document SCRS/00/54 a présenté une analyse des recherches génétiques portant sur la structure du stock de makaire bleus et de makaires blancs qui avaient été lancées après les Journées d'étude de 1996. Les analyses d'échantillons solides de makaire bleu (>450 individus au total) issus de cinq points de l'Atlantique (côte est des Etats-Unis, Bahamas, Jamaïque, Brésil du Sud et Ghana) utilisant une variété de techniques génétiques à haute résolution comprenant notamment des recherches sur l'ADN



mitochondrial, sur l'ADN nucléaire à copie unique et sur l'ADN microsatellite, n'ont pas révélé de structuration significative de la population dans des lieux d'échantillonnage géographiquement distincts au sein de l'océan Atlantique. L'hypothèse nulle d'un seul stock génétique pour le makaire bleu au niveau de l'Atlantique ne pouvait pas être rejetée.

Au vu des résultats des études génétiques supplémentaires et d'autres informations biologiques existantes, les participants à ces Journées d'étude de 2000 ont estimé que l'hypothèse d'un (seul) stock Atlantique entier devait être privilégiée.

## VI.2. Makaire blanc

*A. Schémas de migration.* Le document SCRS/00/56 analyse les efforts de marquage des istiophoridés réalisés par le *National Marine Fishery Service's Cooperative Tagging Center (CTC)* et la *Billfish Foundation (TBF)*. Ces programmes ont marqué 41.177 makaires blancs dont 837 ont été recapturés. D'autre part, le *South Carolina Marine Resources Division* et le *National Marine Fisheries Service's Shark Tagging Program* ont marqué 505 makaires blancs dont 7 ont été recapturés. Un nombre important d'individus s'est déplacé entre le centre de la côte Atlantique des Etats-Unis et la côte Nord-est de l'Amérique du Sud. On a enregistré au moins 8 migrations transatlantiques (de l'ouest vers l'est) de makaires blancs. Aucune migration transéquatoriale n'a été signalée, bien qu'un spécimen se soit déplacé dans les 100 miles nautiques de l'Equateur. La distance minimale la plus longue a été parcourue par un poisson récupéré après 576 jours (soit 1,6 an) à 3.150 miles nautiques de distance.

On ne dispose pas d'information suffisante sur la répartition verticale du makaire blanc ou sur l'écologie de l'espèce (y compris les préférences physiques et biotiques).

*B. Age et croissance.* Bien que la taille par âge du makaire blanc ne soit pas suffisamment connue, les données des autres istiophoridés portent à croire que cette espèce croît relativement vite dans sa phase initiale. Les prises par taille montrent un dimorphisme sexuel, qui n'est toutefois pas aussi marqué que pour le makaire bleu. On peut calculer une estimation minimale de l'espérance de vie à partir de la plus longue période en liberté observée pour un makaire blanc, qui atteint 5.488 jours (15 ans) pour un individu dont le poids était d'environ 22 kg au moment de la première capture, ce qui donne une estimation minimale d'espérance de vie de 17-18 ans.

*C. Mortalité.* Comme pour le makaire bleu, on ne dispose d'aucune estimation fiable de la mortalité naturelle (M). Toutefois, les estimations de M pour des poissons adultes à partir de la taille du corps, du comportement et de la physiologie devraient être assez faibles.

*D. Reproduction.* Le frai du makaire blanc et d'autres istiophoridés dans l'Atlantique Nord a été récemment examiné par DeSylva et Breder (1997). Se fondant sur des études histologiques et sur des analyses macroscopiques menées sur le terrain, ces auteurs ont indiqué que le makaire blanc fraie dans l'Atlantique Nord-ouest de mars à juin. Quant au frai dans l'Atlantique Sud-ouest, il a lieu au large du Brésil à la fin du printemps et en été (de novembre à mars) entre 17° - 21° S et 37° - 42° W (Arfelli *et al.*, 1986). La taille de la femelle lorsqu'elle atteint sa première maturité est d'environ 20 kg (DeSylva et Breder, 1997).

*E. Identification du stock.* Les hypothèses de stocks de makaires blancs envisagées lors des Troisièmes Journées d'étude ICCAT sur les istiophoridés comprenaient un stock Atlantique total et des stocks nord et sud-atlantique distincts séparés par la latitude 5° N. Les participants ont accordé leur préférence à l'hypothèse Atlantique entier parce que (1) l'espèce est présente de part et d'autre de la frontière proposée des stocks nord/sud pendant toute l'année; (2) le frai est largement distribué dans tout l'Atlantique tropical et subtropical dans l'espace et dans le temps; (3) les récupérations de marques montrent l'existence de migrations transatlantiques ainsi qu'une migration à travers la latitude 5° N; et (4) l'analyse de l'ADN mitochondrial du makaire blanc n'a pas révélé d'hétérogénéité significative entre les échantillons obtenus

dans l'Atlantique Nord et Sud. Ceci dit, les incertitudes concernant la structure du stock de makaires blancs ont amené les participants aux Journées d'étude de 1996 à estimer que les deux modèles de stocks devaient être utilisés dans l'évaluation (ICCAT, 1998).

Le document SCRS/00/54 a présenté une analyse des recherches génétiques portant sur la structure du stock de makaire bleus et blancs qui avaient été amorcées lors des Journées d'étude de 1996. Des tailles supérieures d'échantillons de makaire blanc (> 225 individus au total) issus de quatre points de l'Atlantique (côte est des Etats-Unis, Caraïbes, Brésil du Sud et Maroc) ont été examinées à la recherche d'une variation génétique de l'ADN mitochondrial et de quatre loci d'ADN microsatellite hypervariable. Ces analyses n'ont pas révélé de structuration significative de la population dans des lieux d'échantillonnage géographiquement distincts au sein de l'océan Atlantique. L'hypothèse nulle d'un seul stock génétique pour le makaire bleu au niveau de l'Atlantique ne pouvait pas être rejetée.

Au vu des résultats des études génétiques supplémentaires et d'autres informations biologiques existantes, les participants à ces Journées d'étude de 2000 ont estimé que l'hypothèse d'un (seul) stock Atlantique entier devait être privilégiée.

## VII. ANALYSES DE L'ÉVALUATION DU STOCK

### VII.1. Sélection des modèles d'évaluation

Les participants ont observé que les avis de gestion provenant des évaluations précédentes réalisées sur les istiophoridés se fondaient essentiellement sur la biomasse regroupée et sur des applications de modèles de production non équilibrés aux données de prise et d'effort. Deux documents ont été présentés aux participants qui ont évalué l'applicabilité de ces modèles aux données disponibles sur les istiophoridés.

Le document SCRS/00/52 a débattu le fait que les évaluations des voiliers de l'Atlantique et des makaires sont généralement limitées à l'application des modèles de production excédentaire étant donné que la composition par âge et par taille des prises est inconnue. Les auteurs ont indiqué que certaines pêcheries qui capturent ces espèces en tant que prises accessoires ne déclarent pas les prises annuelles de ces dernières. L'omission des données de prise nuit à la fiabilité de l'évaluation. En théorie, si des données récentes de prise et d'effort sont disponibles pour les pêcheries qui ne possèdent pas de données de prises historiques, il doit être possible d'ajuster un modèle de production excédentaire en estimant les prises historiques à partir des données correspondant à l'effort de pêche. On a testé pour cette tâche un ASPIC amélioré (le programme informatique utilisé dans les évaluations précédentes pour la modélisation de la production excédentaire non équilibrée) sur des données simulées de pêcherie obtenues par un modèle de simulation établi à partir des caractéristiques du cycle de vie du makaire bleu de l'Atlantique (*Makaira nigricans*). La population simulée obtenue comprenait le sexe, la taille et la structure par âge sur une base mensuelle; la croissance présentait un dimorphisme sexuel, les femelles atteignant de plus grandes tailles asymptotes moyennes, et la taille par âge était variable. Le recrutement annuel était déterminé à partir de la biomasse du stock reproducteur avec une fonction de stock-recrutement de Beverton-Holt modifiée par la survie stochastique ne dépendant pas de la densité. Le modèle de simulation a été utilisé pour produire des séries temporelles d'échantillons de prises simulées et des histoires d'abondance de population en utilisant différents postulats alternatifs pour les mortalités naturelle et par pêche, les pentes du stock-recrutement, et l'erreur de mesure. Les séries temporelles des prises et abondances simulées ainsi obtenues ont été ajustées avec et sans les prises manquantes à l'aide du modèle ASPIC. Les estimations de la production maximale équilibrée (PME) et les ratios de la biomasse du stock de l'année la plus récente par rapport à la biomasse à la PME ( $B/B_{PME}$ ) et de la mortalité par pêche par rapport à la mortalité par pêche à la PME ( $F/F_{PME}$ ) ont été comparés afin de connaître les valeurs issues des simulations; les résultats comprenant ou excluant les prises manquantes ont été comparés. Les résultats ont caractérisé les biais les plus fréquents qui sont provoqués par la dissemblance du modèle de simulation fortement structuré par âge et du modèle de production excédentaire regroupé par âge. Néanmoins, les moyennes des valeurs ajustées pour  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  s'approchaient fort des valeurs

réelles. Les résultats du modèle ASPIC avec les données manquantes étaient très semblables aux résultats fondés sur les données complètes, bien qu'étant logiquement un peu plus variables.

Le groupe de travail a analysé une série de scénarios possibles qui pourraient être élaborés afin d'essayer de fournir des estimations des prises historiques fondées sur un modèle en postulant qu'un schéma d'effort standardisé et les récentes données historiques des prises étaient raisonnablement bien déterminées. Étant donné le peu de temps disponible, le groupe a décidé de ne pas mener ces recherches lors de la réunion, mais a **recommandé** que ces approches soient évaluées en détail et fassent l'objet d'un rapport au SCRS dans les meilleurs délais.

Le document SCRS/00/53 expose le fait que l'objectif de la gestion des ressources de l'ICCAT est d'atteindre des tailles de stock et des taux de mortalité par pêche qui donnent une production maximale équilibrée en biomasse (PME). En général, le modèle retenu pour estimer l'état du stock par rapport à la PME a été le modèle de production excédentaire. Dans les dernières évaluations des istiophoridés, le modèle de production excédentaire a été ajusté avec le programme informatique ASPIC. Un postulat sous-jacent dans cette estimation de la PME est le fait que les indices d'abondance de population utilisés dans l'ajustement sont mesurés en unités de biomasse. Compte tenu des données disponibles, l'ICCAT a mené les évaluations des istiophoridés en utilisant des indices d'abondance (CPUE) en nombre plutôt qu'en biomasse. Cette différence pourrait fausser les estimations de la PME et les points de repère correspondants. En utilisant des données simulées des pêcheries, les auteurs ont évalué l'impact de cette substitution sur les estimations des points de repère de gestion. Le modèle de simulation a été établi à partir des caractéristiques du cycle vital du makaire bleu de l'Atlantique (*Makaira nigricans*), et incluait de façon explicite le sexe, la taille et la structure par âge sur une base mensuelle. La croissance présentait un dimorphisme sexuel, les femelles atteignant de plus grandes tailles asymptotes moyennes, et la taille par âge étant variable. Le recrutement annuel était déterminé à partir de la biomasse du stock reproducteur avec une fonction de stock-recrutement de Beverton-Holt modifiée par la survie stochastique ne dépendant pas de la densité. Pour cette évaluation, on a postulé que la mortalité naturelle  $M$  tomberait de 0,5/an au premier recrutement à 0,10/an à 3 ans et que la pente de la courbe stock-recrutement des poissons non pêchés serait de 10. Un modèle logique de production excédentaire a été ajusté aux jeux de données simulées en utilisant le modèle ASPIC. On a effectué des simulations et des analyses sur une fourchette de valeurs dérivées de la distribution des estimations du paramètre  $k$  de la croissance de von Bertalanffy pour le makaire bleu qui avait fait l'objet de publication. Les estimations des points de repère de gestion ne différaient que très légèrement lorsqu'on a utilisé les mesures fondées sur le nombre ou sur la biomasse dans l'ajustement. Les auteurs ont observé que les ajustements avec les mesures fondées sur la biomasse étaient généralement moins variables, mais que les estimations des points de repère n'étaient pas nécessairement plus proches de la réalité. Les estimations du ratio de la biomasse de l'année écoulée par rapport à la biomasse à la PME tendaient à être légèrement plus précises avec les indices d'abondance fondés sur le nombre que sur la biomasse. Ce résultat provient probablement de la compensation des biais. L'importance de cette source d'erreur ne peut pas être quantifiée de façon précise, faute de données concluantes sur les taux de croissance des istiophoridés. Une meilleure appréhension de la croissance chez ces espèces pourrait permettre une quantification plus précise des biais probables qui sont la conséquence de l'utilisation des indices d'abondance fondés sur le nombre.

Le groupe de travail a analysé le fait que les indices disponibles pour l'évaluation actuelle sont à la fois exprimés en biomasse relative et en nombre relatif. Pour certaines pêcheries, il n'est ni possible ni recommandable d'estimer les taux de capture fondés sur la biomasse en raison des caractéristiques propres à ces pêcheries (voir discussion à la section V.2). Comme les résultats du document SCRS/00/53 indiquaient que les évaluations de l'état du stock supportaient relativement bien l'application des indices fondés sur le nombre ou sur la biomasse pour la simulation des scénarios examinés, le groupe de travail a décidé de poursuivre l'utilisation de ces deux indices dans les évaluations du stock.

Le groupe de travail a décidé d'appliquer les modèles de production non équilibrés, à la fois pour les flottilles individualisées et regroupées, aux jeux de données de prise et d'effort de makaires bleus et

blancs pour l'Atlantique entier. Pour les évaluations de l'état du stock des flottilles individualisées, les informations sur l'indice d'abondance (fournies dans les documents présentés lors de la réunion ou calculées pendant la réunion et documentées dans les Appendices au rapport) et les informations sur les prises spécifiques aux flottes utilisées dans les ajustements des modèles sont présentées aux **Tableaux 4** et **5**. Ces tableaux montrent également des scénarios alternatifs de prises qui tiennent compte des révisions éventuelles dans les taux de capture à la canne-moulinet des Etats-Unis (SCRS/00/57) qui peuvent être utilisés dans les analyses de sensibilité (voir **Figures 11** et **12**) à titre de comparaison avec les taux de capture.

## **VII.2. Série composite de CPUE des Parties, entités et entités de pêche non-contractantes destinée aux modèles de production non équilibrés**

A côté de l'application des taux de capture spécifiques aux flottilles visant à ajuster les modèles de production, on a élaboré une série composite de CPUE qui représente un schéma moyen parmi les schémas des taux de capture disponibles que le groupe de travail a estimés utilisables. Les indices d'abondance (indice de CPUE) suivants ont été présentés et discutés pendant les Journées d'étude: (1) une série de CPUE du Taïpei chinois de 1968 à 1998, standardisée par les participants de la réunion, après avoir consulté les scientifiques du Taïpei chinois, en trois séries temporelles distinctes (1968-1975; 1979-1989; et 1993-1998); (2) une série de CPUE standardisée de la pêche à la canne-moulinet des Etats-Unis de 1973 à 1999 (SCRS/00/59, unités de CPUE en nombre de poissons pour 100 heures de pêche); (3) une série de CPUE standardisée de la pêcherie palangrière des Etats-Unis de 1986 à 1999 (SCRS/00/58, unités de CPUE en kg de poisson pour 1000 hameçons); (4) une série de CPUE standardisée de la pêcherie palangrière du Japon de 1959 à 1998 (unités de CPUE en nombre de poisson par hameçon); (5) une série de CPUE nominale de la pêcherie sportive à la canne-moulinet de *Playa Grande* au Venezuela de 1961 à 1995 (SCRS/00/75, unités de CPUE en nombre de poissons par opération de pêche); (6) une CPUE nominale de la pêcherie au filet maillant du Venezuela de 1991 à 1999 (SCRS/00/74, unités de CPUE en kg de poisson par sortie de bateau); (7) une CPUE standardisée des données d'observateurs dans la pêcherie palangrière du Venezuela de 1991 à 1999 élaborée par le groupe de travail (**Appendice 4**, unités de CPUE en nombre de poissons par 100 hameçons); (8) une CPUE nominale de la pêcherie au filet maillant de la Côte d'Ivoire de 1988 à 1998 (SCRS/00/63, unités de CPUE en kg par sortie de bateau); (9) une série de CPUE nominale de la pêcherie palangrière du Brésil basée à Santos de 1984 à 1999, qui a été évaluée lors de la réunion (**Appendice 5**, unités de CPUE en nombre de poissons par 1000 hameçons).

La CPUE du Brésil n'a pas été incluse dans ces neuf séries de CPUE pour l'analyse à cause des différences qui subsistent dans l'indice de capture et d'abondance entre la pêcherie palangrière basée à Santos et les données totales disponibles sur la capture et l'effort du Brésil figurant dans la base de données actuelle de l'ICCAT (voir **Appendice 5** pour de plus amples détails). L'indice de la pêcherie au filet maillant du Venezuela n'a pas été inclus dans l'indice composite du fait de l'inquiétude que suscite la conséquence que pourraient avoir les changements de configuration des engins avec le temps qui n'ont pas encore été pris en compte dans l'analyse de ces données. L'indice de la pêche sportive de *Playa Grande* au Venezuela a été analysé en terme d'applicabilité, surtout depuis 1990, dans la mesure où il se peut que des réglementations nationales aient influencé la déclaration des istiophoridés pour cette série temporelle. Le groupe de travail a débattu la possibilité de restreindre la série temporelle de *Playa Grande* et a décidé d'utiliser les informations de cette pêcherie à partir de la période 1991-1995 tout en excluant les données après 1995 étant donné la crainte que les déclarations aient été influencées par les réglementations.

La CPUE composite issue des séries de CPUE utilisées pour construire l'indice composite a été estimée en appliquant deux approches différentes pour échelonner les données. Dans la première approche, chaque série temporelle a été échelonnée en fonction de sa propre moyenne avant toute analyse ultérieure (**Figure 13**). Dans la seconde, les séries temporelles ont été échelonnées en fonction de la moyenne de chaque série temporelle pour la période pendant laquelle elles se chevauchaient, comme cela avait été

fait dans l'évaluation de 1996 (**Figure 14**). Comme toutes les séries temporelles ne se chevauchaient pas parfaitement, il a fallu échelonner certaines séries temporelles sur d'autres périodes de chevauchement. Cette approche a été considérée *ad hoc* et, même si le schéma de CPUE composite ainsi obtenu était semblable au schéma résultant de la première méthode, on a préféré la première méthode parce qu'elle exigeait moins de choix *ad hoc*. Les **Tableaux 6 et 7** montrent le résumé des séries temporelles considérées aptes à l'usage. Pour la seconde méthode, on a sélectionné les années 1993 à 1998 comme période de chevauchement pour l'échelonnement. Cependant, comme la série temporelle de CPUE du Taïpei chinois pour les années 1968-1975 n'a pas pu être échelonnée dans cette méthode, on l'a échelonnée sur la série de CPUE de la palangre japonaise pour les années 1968-75. Pour des raisons semblables, la série temporelle de CPUE du Taïpei chinois des années 1975-1989 a été échelonnée sur la moyenne échelonnée de la série de CPUE de la pêche à la canne-moulinet des Etats-Unis et de la série CPUE de la palangre japonaise pour les mêmes années. Enfin, la série de CPUE du *Playa Grande* au Venezuela a été échelonnée en utilisant la CPUE échelonnée de la pêche à la canne-moulinet des Etats-Unis et de la palangre japonaise des années 1973-95. Après avoir échelonné les séries de CPUE, on a estimé la série composite de CPUE à l'aide d'une modélisation linéaire généralisée en postulant une distribution d'erreur logarithmique. La formulation du modèle était  $\log(\text{CPUE}) = \text{année} + \text{Source (séries d'indice CPUE)} + \text{erreur}$ . Les valeurs de la CPUE composite ont été recalculées à partir de la moyenne marginale (LSMeans) de l'ajustement du modèle. Selon cette formulation, chaque observation avait une valeur égale pour chaque année dans les séries de CPUE. Le groupe a proposé un ajustement alternatif du modèle dans lequel on ajouterait un facteur de pondération. Le facteur de pondération était la proportion correspondante des prises de chaque pêcherie/pays par rapport aux prises totales obtenues par les flottilles pour lesquelles on disposait des informations de CPUE par année. Une valeur constante de 0,05 était ajoutée à tous les facteurs de pondération afin d'éviter l'élimination totale d'une observation quelconque. Un total de quatre séries composites de CPUE ont ensuite été estimées pour chaque espèce de makaire. Les **Tableaux 8 et 9** et les **Figures 15 et 16** montrent les valeurs obtenues pour la CPUE composite. Les valeurs résiduelles et prédites de CPUE pour chaque entrée de série CPUE sont également représentées à la **Figure 17**.

### VII.3. Fits du modèle de production non équilibré

Des données de prise et d'effort cohérentes avec les hypothèses de stock Atlantique entier ont été utilisées dans les analyses du modèle de production non équilibré du makaire bleu et du makaire blanc. Les participants aux Journées d'étude n'ont pas disposé du temps nécessaire pour effectuer une analyse détaillée des autres hypothèses de stock.

#### VII.3.A Makaire bleu

Dans le cadre des analyses de l'hypothèse du stock Atlantique entier de makaires bleus, on a mené à la fois des analyses de flottilles regroupées et de flottilles individualisées en utilisant une série temporelle de CPUE composite. Deux jeux d'analyses ont été réalisés en utilisant les mêmes valeurs d'entrée, mais des logiciels différents. Les méthodes et les résultats de chaque application sont décrits ci-dessous. Des applications du modèle de production non équilibré ont été réalisées avec les logiciels FISHLAB (Dr. L. Kell, CEFAS, communication personnelle) et ASPIC (Prager 1994, Prager 1995).

##### VII.3.A.1 Analyses du modèle de production non équilibré du makaire avec ASPIC

Deux formulations du modèle de production non équilibré ont été ajustés aux prises et aux CPUE des flottilles individualisées en utilisant le logiciel ASPIC (version 4.07). Tant le modèle Fox (production exponentielle) que le modèle logistique (Schaefer) était des formulations continues en état de non-équilibre. L'ajustement dépendait de la production et le SSE était calculé en espace logarithmique. Le logiciel utilisé était la version 4.07 d'ASPIC (disponible au Secrétariat). Les données de capture ont été utilisées de 1956 à 1999. Les données des flottilles individualisées (**Tableau 6**) de 1959 à 1999 ont été utilisées dans l'analyse. La contrainte  $B_1 = K$  a été appliquée. L'ajustement a été réalisé progressivement (voir **Tableau 10**) en commençant par l'indice de CPUE le plus long, suivi du second le plus long et ainsi de

suite. Une série n'a été retirée que lorsqu'elle présentait une corrélation négative avec plus de la moitié des autres indices. L'état du stock a été caractérisé par  $B/B_{PME}$  (biomasse relative du stock au début 2000) et  $F/F_{PME}$  (taux de mortalité par pêche relative durant 1999).

Les résultats progressifs en termes d'estimations de  $PME$ ,  $F/F_{PME}$  et  $B/B_{PME}$  sont indiqués dans les **Figures 18** et **19** et sont récapitulés au **Tableau 18** en tant que Run Step 7.

Le logiciel ASPIC a également été utilisé pour ajuster les prises de l'Atlantique entier et une série de CPUE composite pour estimer l'état du stock et les niveaux de productivité pour le makaire bleu. Comme dans le cas précédent, on a appliqué aussi bien le modèle Fox (production exponentielle) que le modèle logistique (Schaefer) qui étaient tous les deux des formulations continues en état de non équilibre. L'ajustement dépendait de la production et le SSE était calculé en espace logarithmique. Comme dans le cas précédent, le logiciel utilisé était la version 4.07 d'ASPIC. Les données de capture ont été utilisées de 1956 à 1999 et les données de la CPUE composite de 1959 à 1999 (**Tableau 8**). La contrainte  $B_1 = K$  a été appliquée aux deux modèles. Suivant la recommandation du groupe de travail, on n'a utilisé qu'un seul indice de CPUE composite. L'état du stock était caractérisé par  $B/B_{PME}$  (biomasse relative du stock au début 2000) et  $F/F_{PME}$  (mortalité par pêche relative durant 1999). Ces résultats sont indiqués à la **Figure 20** et au **Tableau 11** et sont récapitulés au **Tableau 18** en tant que passages Run 1 et Run 2. D'autre part, on a mené des analyses rétrospectives (a) en ajustant sans les 4 dernières années de données et (b) en ajustant sans les 4 dernières années de CPUE mais en utilisant les prises de ces années. Ces évaluations constituent une base qui doit permettre de mesurer l'effet des observations supplémentaires pour évaluer l'état du stock par rapport aux informations disponibles en 1996, date de l'évaluation antérieure. Les trajectoires dans le temps de la biomasse relative et de la mortalité par pêche relative dans les analyses rétrospectives sont montrées à la **Figure 21** et aux **Tableaux 12-15** et sont récapitulés au **Tableau 18** en tant que passages Retro 1, Retro 2, Retro 3 et Retro 4. Ces évaluations indiquent que si l'évaluation de 1996 avait été réalisée avec les données telles qu'elles étaient disponibles en 2000, l'évaluation n'aurait pas été sensiblement différente de celle qui a été menée en 1996 avec des formulations semblables de modèle. Le fait que l'évaluation actuelle, par le biais d'une structure de modèle similaire mais avec des informations plus récentes de prise et d'effort, indique que le niveau de productivité du stock est plus faible est la conséquence de l'ajout d'informations récentes de capture et d'effort à l'évaluation.

Le groupe de travail a accepté de caractériser l'incertitude dans les estimations de l'état du stock et de la productivité au moyen d'une procédure de bootstrap appliquée à la formulation du modèle logistique ajusté à la série d'une CPUE composite. Cette formulation du modèle possède une structure semblable à celle qui a été appliquée dans l'évaluation de 1996. Le bootstrap a donné l'estimation de la biomasse relative et les schémas des taux de mortalité par pêche indiqués **aux Figures 22 et 23, Tableau 11**. La  $PME$  médiane estimée, après correction du biais (voir Prager 1994, 1995), obtenue à partir de la procédure du bootstrap était de 1.900 TM (960-2.400 TM, environ 80% de IC), tandis que le  $B_{2000}/B_{PME}$  médian après correction du biais, était estimé à 0,39 (0,24-0,56, environ 80% de IC) et que le  $F_{1999}/F_{PME}$  médian après correction du biais était de 3,9 (2,5-6,0, environ 80% de IC). Les résultats de cette évaluation sont récapitulés au **Tableau 18** en tant que Run 1.

D'autre part, les résultats du bootstrap réalisés pour le makaire bleu montrent une incertitude dans les distributions des estimations de  $r$ ,  $K$  et  $PME$  (**Figures 24 et 25**). On observera dans la **Figure 24** que la distribution conjointe de  $r$  et  $K$  montre la réponse typique « en forme de banane » et que l'écart relatif interquartile pour  $r$  était de 60%. Les écarts interquartiles pour  $K$  et  $PME$  étaient respectivement de 35,6% et 25%. Ces chiffres indiquent la corrélation typique obtenue dans les estimations de  $r$  et  $K$  à partir des modèles de production, la précision relative de  $r$  qui en résulte et le fait que la précision relative dans les estimations de  $PME$  est typiquement supérieure à la précision relative dans les estimations de  $r$  ou  $K$ .

### VII.3.A.2. Analyses du modèle de production dynamique de la biomasse par flottille individualisée visant le makaire bleu avec FISHLAB

Le logiciel FISHLAB a également été utilisé pour ajuster un modèle de production dynamique de la biomasse. La formulation du modèle est la même que celle de Punt et Hilborn (1996). Les options suivantes ont été utilisées dans l'ajustement des données. Les indices de CPUE ont été log-transformés, le modèle logistique a été présumé, la biomasse en 1950 a été présumée inférieure ou égale à la biomasse vierge  $K$ , et on a estimé que toutes les séries de CPUE avaient la même pondération dans l'estimation de probabilité. Une solution a été obtenue en utilisant tous les indices et les paramètres estimés qui sont présentés au **Tableau 16**. Ces résultats sont également récapitulés au **Tableau 18** comme Run FL 0.

L'ajustement du modèle aux différents indices de CPUE a présenté certains problèmes dont l'incapacité d'expliquer la chute de la CPUE dans les séries palangrières du Japon à la fin des années 1950 et dans les années 1960, ainsi que les tendances résiduelles de certains autres indices (**Figure 26**). Les résultats obtenus sont cohérents avec le bootstrap et avec les résultats progressifs des formulations ASPIC décrites plus haut. La tendance de la biomasse issue de ces résultats suggère que le stock se situait à hauteur de  $B_{PME}$  dans les années 1970 et 1980 avant de tomber sous ce niveau dans les années 1990 (**Figure 27**).

Le logiciel FISHLAB a également été appliqué à la série temporelle unique du taux de capture composite et aux prises de l'Atlantique entier du makaire bleu. Les résultats de cette application sont indiqués au **Tableau 17** et sont récapitulés au **Tableau 18** comme Run FL1. Les résultats du modèle ci-dessous suggèrent un épuisement du stock avec une biomasse actuelle représentant 42% du niveau de  $B_{PME}$ . L'indice de CPUE prédit ne s'ajuste cependant pas correctement avec la CPUE observée, et les valeurs résiduelles montrent des tendances temporelles (**Figure 28**). Le modèle prévoit que la biomasse est tombée sous  $B_{PME}$  en 1990 et ne s'est pas rétablie depuis lors (**Figure 29**).

### VII.3.A.3. Modèle dynamique de biomasse Deriso-Schnute

On a effectué une brève présentation des résultats de l'ajustement du modèle dynamique de biomasse de Deriso Schnute (Quinn et Deriso, 1999) sur le makaire bleu en utilisant les prises totales et les séries de CPUE standardisées pondérées par poids qui avaient été mises au point par le groupe de travail, avec  $B = K$  pendant les deux premières années, un coefficient de croissance de Brody de 0,965 et des taux de mortalité naturelle de l'ordre de 0,05 B 0,30 (voir section VI). En ce qui concerne les taux de mortalité naturelle annuelle situés à l'extrémité supérieure de la gamme, les tendances de  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$  étaient relativement cohérentes avec les tendances obtenues des procédures d'ajustement sous ASPIC et FISHLAB, avec des estimations au début 2000 de  $B/B_{PME} \sim 0,46$  et  $F/F_{PME} \sim 2,2$ . Ces résultats sont montrés aux **Figures 30 et 31**, ainsi que comme Run DD au **Tableau 18**.

### VII.3.A.4. Examen de la sensibilité de l'évaluation du makaire bleu

Une série d'évaluations de sensibilité ont été réalisées (**Tableau 18**). L'objectif de ces sensibilités était de permettre au groupe de travail d'identifier les activités de recherche et de collecte de données qui pourraient être fructueuses et qui fourniraient une base pour améliorer les avis scientifiques donnés à la Commission. Les sensibilités ne sont pas considérées comme étant des évaluations supérieures de l'état du stock comparées aux évaluations fondamentales qui sont menées. Les essais de sensibilité ne sont pas exhaustifs, mais servent à orienter les recherches futures afin de développer des bases d'information pouvant réduire les incertitudes dans les évaluations futures. À côté de l'évaluation fondamentale et des évaluations de sensibilité ayant pour but de modéliser la formulation et le degré de regroupement des données de prise et d'effort décrites plus haut, les essais supplémentaires de sensibilité comprenaient: la restriction de l'analyse de séries temporelles de prise et d'effort à la période allant jusqu'à 1986; le lancement du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés; la modélisation des prises et de l'effort en deux périodes distinctes, 1959-1973 et 1974-1999; l'application d'une série alternative

de CPUE palangrière du Japon suivant la proposition du document SCRS/00/81, et des évaluations alternatives des séries temporelles des prises.

Outre les évaluations documentées ci-dessus, on a évalué des sensibilités pour les cas qui n'utilisaient que les données de 1986 à 1999 (14 ans sur 44 ans disponibles). Ces passages de sensibilité ignorent par conséquent les années présentant les taux de capture enregistrés les plus élevés et la plupart des données relatives au stock. Cette période correspond au lancement du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés. L'état du stock est meilleur lorsque le modèle n'est ajusté qu'à ces données récentes que lorsque toutes les données sont utilisées. Les résultats de cet essai de sensibilité obtenu par l'application du logiciel ASPIC sont indiqués à la **Figure 32** et au **Tableau 19**. Ces résultats ASPIC (appelés Run Sens 1 dans le **Tableau 18**) ont été confirmés avec l'application du logiciel FISHLAB du modèle logistique (voir **Figure 33** et **Tableau 20**), qui est présenté au **Tableau 18** comme Run Sens 1 FL.

On a également mené des essais de sensibilité qui ont évalué l'effet de la division du flux de données en deux segments, 1956-1973 et 1974-1999, en estimant un coefficient de capturabilité séparé pour chaque segment. Ceci pourrait être une des raisons expliquant les changements dans les opérations de pêche ou équivalentes. Le choix du point de division spécifique (1973/74) est arbitraire. Les résultats de cet essai de sensibilité sont indiqués à la **Figure 34** et au **Tableau 21**. Ces résultats ASPIC (appelés Run Sens 2 dans le **Tableau 18**) ont été confirmés avec l'application du logiciel FISHLAB du modèle logistique (voir **Figure 35** et **Tableau 22**), qui est présenté au **Tableau 18** comme Run Sens 2 FL.

Une autre évaluation de sensibilité a utilisé une série alternative de la CPUE palangrière du Japon, telle qu'elle avait été détaillée dans le document SCRS/00/81, qui avait appliqué une méthodologie décrite par Hinton et Nakano (1996). Dans ce cas, on n'a utilisé que la CPUE palangrière alternative du Japon et les prises totales de 1956 jusqu'à cette date (c'est-à-dire que les schémas de CPUE des autres pêcheries n'ont pas été pris en compte, bien que les prises totales l'aient été). Pour le makaire bleu, les faibles CPUE pour les années 1959-1961 prédites par la méthode de Hinton et Nakano (1996) ont été éliminées de l'analyse parce que, si ces données avaient été incluses, le modèle de production n'aurait pu ajuster que la hausse soudaine des CPUE de 1959 à 1961 et non le schéma après 1961. La formulation du modèle de production logistique a été appliquée à travers la version 3.82 d'ASPIC, qui n'a pas appliqué d'autre contrainte d'ajustement du modèle. Pour cette application du modèle, le  $r$  estimé était 0,46, une valeur supérieure à l'estimation dans le modèle de base. Comme la tendance de l'indice de CPUE estimée dans la méthode de Hinton et Nakano (1996) montre une augmentation générale dans la période récente comparée à la période initiale, le modèle estime que la taille du stock actuel est proche des niveaux de PME. Les résultats de cet essai de sensibilité sont montrés à la **Figure 36** et au **Tableau 23**. Ces résultats ASPIC sont appelés Run Sens 3 dans le **Tableau 18**.

D'autres évaluations de la sensibilité ont examiné certaines histoires alternatives des prises. Le groupe de travail a envisagé la possibilité que les prises de makaires bleus aient été sous-estimées dans une partie des séries temporelles, et que cette situation ait pu avoir des effets sur les résultats de la modélisation. Les participants ont conclu que les données de débarquement étaient probablement plus précises pendant les premières années de la pêcherie et dans les années récentes étant donné que le Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés a été lancé en 1986. Afin de tester la sensibilité des résultats du cas de base aux prises sous-estimées pendant les tranches intermédiaires des séries temporelles, le groupe de travail a appliqué la méthode décrite dans le document SCRS/00/52 de sorte à ajuster le modèle de production excédentaire logistique aux séries temporelles historiques avec les données manquantes des prises pour une ou deux périodes temporelles dans la pêcherie. La méthode du document SCRS/00/52 requiert une série temporelle de données d'effort pour estimer les données manquantes. On a donc généré une série temporelle de l'effort standardisé en divisant la prise annuelle combinée de makaire bleu par la CPUE standardisée annuelle non pondérée (**Figure 37**). La dispersion des données soutient l'idée que les taux de déclaration se sont améliorés pendant plusieurs années après le lancement du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés en 1986 et suggère la possibilité que les débarquements aient été sous-déclarés pendant les périodes approximatives de 1966-1972 et 1978-1989. Afin de tester



l'impact de cette hypothèse sur les résultats de l'évaluation pour le cas de base, le groupe de travail a estimé l'effort de pêche standardisé pour les années suspectes en faisant une régression de l'effort standard sur l'année à l'aide des données de 1963-1965, 1973-1977 et 1989-1999. L'équation de régression ainsi obtenue (effort standardisé =  $-104682 + 55,0805 \cdot \text{année}$ ; 17 degrés de liberté;  $p=0,0028$ ) a été utilisée pour prédire l'effort standardisé par an pour les deux périodes 1966-1972 et 1979-1989 (**Figure 37**). Les données sont présentées au **Tableau 24**.

Le modèle de production excédentaire a été ensuite ajusté, en utilisant la méthode décrite dans le document SCRS/00/52, aux jeux de données obtenues (1) en ne prenant aucune donnée de prises manquantes (Fit 0, voir également la **Figure 38**, résumé comme Run Miss 0 dans le **Tableau 18**); (2) les données de prises manquaient pour la période 1966-1972 (Fit 1, voir également la **Figure 39**, résumé comme Run Miss 1 dans le **Tableau 18**); (3) les données de prises manquaient pour la période 1966-1972 et 1978-1989 (Fit 2, voir **Figure 40**, résumé comme Run Miss 2 dans le **Tableau 18**). Le terme de pénalisation pour  $B_{i>K}$  a été employé dans chaque ajustement. L'effet d'assumer la sous-déclaration représente la détérioration progressivement plus précoce des estimations de l'état du stock pour les analyses assumant les données manquantes pour 1966-1972 (Fit 1, **Figure 39**) et pour 1966-1972 et 1978-1989 (Fit 2, **Figure 40**) comparé à l'ajustement assumant toutes les données qui sont déclarées proportionnellement. Les prévisions des captures issues des ajustements du modèle pour la période dans l'Fit 1 et l'Fit 2 où les prises ont été estimées à partir de l'effort sont données dans des fichiers ASPIC correspondants (**Tableau 25**).

#### *VII.3.A.5. Résumé des évaluations de l'état et des perspectives du stock de makaire bleu*

La dernière évaluation du makaire bleu a été réalisée en 1996. Les résultats généraux de cette analyse ont indiqué que, au milieu des années 1990, la biomasse correspondait à environ 25% de la  $B_{PME}$ , que la mortalité par pêche était environ 3 fois supérieure à  $F_{PME}$  et qu'une surpêche était pratiquée depuis environ 30 ans. La PME était estimée à près de 4.500 TM.

Une nouvelle évaluation a été menée cette année en utilisant des méthodes semblables à celle de l'évaluation précédente, mais avec des jeux de données qui avaient été révisés en détail suite aux inquiétudes suscitées depuis l'évaluation de 1996. Cette nouvelle évaluation est légèrement plus optimiste et suggère que le stock atlantique entier se situe à environ 40% de la  $B_{PME}$  et que la surpêche s'est produite dans les 10-15 dernières années. En revanche, cette évaluation suggère également un stock moins productif que ce qui avait été estimé auparavant, avec une PME d'environ 2.000 TM, et une actuelle mortalité par pêche environ 4 fois supérieure à  $F_{PME}$ .

Pour l'évaluation, le groupe de travail a considéré une gamme de modèles et de jeux de données comprenant les cas où une partie importante des données historiques avaient été rejetées ou sous-pondérées. Certaines de ces analyses de sensibilité ont donné des résultats plus optimistes que ceux qui ont été cités plus haut, avec une estimation de la pêcherie et du stock proche des niveaux de PME, tandis que d'autres analyses ont donné des résultats plus pessimistes. Le groupe a noté que les données des prises historiques et de l'effort effectif de pêche doivent être validées et qu'il fallait mener des recherches ciblées avant que ces incertitudes ne puissent être réduites.

Les estimations des débarquements de makaires bleus ont diminué de 28% en 1999 par rapport au niveau de 1996 conformément à une recommandation émise par la Commission. Etant donné que la nouvelle évaluation estime que la surpêche subsiste et que la productivité (la PME et la capacité de réapprovisionnement du stock) est inférieure aux estimations antérieures, il est à prévoir que les débarquements de la magnitude envisagée par la Recommandation de la Commission de 1996 se maintiendront et provoqueront une surpêche du stock au-delà du niveau de la PME.

### VII.3.B. Makaire blanc

Aux fins des analyses de l'hypothèse du stock Atlantique entier de makaires blancs, on a mené à la fois des analyses de flottilles regroupées et de flottilles individualisées. Les méthodes et résultats de chaque application sont décrits ci-dessous. Des applications du modèle de production non équilibré ont été réalisées avec les logiciels FISHLAB et ASPIC (Prager 1994, Prager 1995). Une formulation du modèle de production non équilibré a été ajustée aux prises et CPUE des flottilles regroupées en utilisant le logiciel ASPIC (version 4.07). Le logiciel FISHLAB a été utilisé pour ajuster les prises et les CPUE des flottilles individualisées pour le makaire blanc. Seuls les modèles de production logistique (Schaefer) ont été ajustés à cause du manque de temps. Les modèles étaient des formulations continues en état de non équilibre. L'ajustement dépendait de la production et le SSE était calculé en espace logarithmique. Les données de capture ont été utilisées de 1956 à 1999 et on a eu recours à une seule série de CPUE composite (**Tableau 8**). La contrainte  $B_1 = K$  a été appliquée. L'état du stock a été caractérisé par  $B/B_{PME}$  (biomasse relative du stock au début 2000) et  $F/F_{PME}$  (taux de mortalité par pêche relative durant 1999).

#### VII.3.B.1. Résultats du FISHLAB pour le makaire blanc

##### *Indice combiné simple*

Les résultats du modèle montrés ci-dessous suggèrent l'existence d'un profond épuisement du stock avec une biomasse actuelle de 13% du niveau de  $B_{PME}$  (**Tableau 26**). Ces résultats figurent également au **Tableau 28** comme Run FL 1.

Par contre, l'indice de CPUE prévu ne s'ajuste pas très bien à la CPUE observée et les valeurs résiduelles montrent de fortes tendances temporelles (**Figure 41**). Le modèle prévoit que la biomasse se situe sous la  $B_{PME}$  depuis 1970 et ne s'est pas redressée depuis lors.

##### *Indices et captures spécifiques aux flottilles*

On a trouvé une solution qui consiste à utiliser tous les indices sauf celui de la Côte d'Ivoire parce que le nombre d'observations pour cet indice ( $n=4$ ) était trop petit et ne pouvait pas être considéré par l'algorithme. Les estimations des paramètres sont présentés plus bas au **Tableau 27**. Ces résultats sont également présentés au **Tableau 28** comme Run FL 0.

L'ajustement du modèle aux différents indices de CPUE pose certains problèmes dont l'incapacité d'expliquer l'importante hausse et baisse de CPUE dans les séries palangrières du Japon à la fin des années 1950 et dans les années 1960, et les tendances résiduelles de certains autres indices (**Figure 42**). La tendance de la biomasse suggère que le stock se trouve sous la  $B_{PME}$  depuis le milieu des années 1970 (**Figure 43**). Seules des estimations ponctuelles ont été enregistrées. Le bootstrap devrait être utilisé pour fournir une vue d'ensemble de l'incertitude associée à ces estimations.

#### VII.3.B.2. Résultats de l'ASPIC pour le makaire blanc

Un modèle de production excédentaire logistique non équilibré a été ajusté à l'indice combiné de CPUE et aux prises totales de makaire blanc. On a pu obtenir des estimations dans ce cas en utilisant comme critère d'ajustement robuste la moyenne moindre (LMS) à la place des moindres carrés. La méthode des LMS résiste à une contamination de 50% des données. Une constatation équivalente est le fait que la moitié des valeurs résiduelles peut être ignorée dans l'ajustement. Dans ce cas (**Figure 44**), le modèle ajusté ignore largement la brusque augmentation de la CPUE vers le début de la série. Ces résultats figurent au **Tableau 28** comme Run Run 1.

### VII.3.B.3. Analyses de sensibilité du makaire blanc

Une série d'évaluations de sensibilité ont également été réalisées pour le makaire blanc (**Tableau 28**). Comme pour le makaire bleu, l'objectif de ces sensibilités était de permettre au groupe de travail d'identifier les activités de recherche et de collecte de données qui pourraient être fructueuses et qui fourniraient une base pour améliorer les avis scientifiques donnés à la Commission. Les sensibilités ne sont pas considérées comme étant des évaluations supérieures de l'état du stock comparées aux évaluations fondamentales qui sont menées. Les essais de sensibilité ne sont pas exhaustifs, mais servent à orienter les recherches futures afin de développer des bases d'information pouvant réduire les incertitudes dans les évaluations futures. Les essais supplémentaires de sensibilité comprenaient (1) la restriction de l'analyse de séries temporelles de prise et d'effort à la période allant jusqu'à 1986; le lancement du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés; (2) la modélisation des prises et de l'effort en deux périodes distinctes, 1959-1973 et 1974-1999 et (3) l'application d'une série alternative de la CPUE palangrière du Japon telle que celle qui est proposée dans le document SCRS/00/81.

Une évaluation de sensibilité qui n'utilisait que les données de 1986 à 1999 (14 ans sur 44 ans disponibles) a été réalisée (Run Sens 1 FL au **Tableau 28**). Ce passage de sensibilité ignore par conséquent les années présentant les taux de capture enregistrés les plus élevés et la plupart des données relatives au stock. Cette période correspond au lancement du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés. L'état du stock est meilleur lorsque le modèle n'est ajusté qu'à ces données récentes que lorsque toutes les données sont utilisées. Les résultats de cet essai de sensibilité sont indiqués à la **Figure 45** et au **Tableau 29**.

On a également mené un autre essai de sensibilité qui a divisé le flux de données en deux segments, 1956-1973 et 1974-1999, en estimant un coefficient de capturabilité séparé pour chaque segment (Run Sens 2 FL au **Tableau 28**). Ceci pourrait expliquer avec d'autres raisons les changements dans les opérations de pêche ou équivalentes. Le choix du point de division spécifique (1973/74) est arbitraire. Cet essai de sensibilité a été réalisé avec l'application du logiciel FISHLAB du modèle logistique (voir **Figure 46** et **Tableau 30**).

Par ailleurs, on a effectué une autre évaluation de sensibilité pour le makaire blanc dans laquelle on a évalué une CPUE alternative pour les palangriers du Japon, standardisée par la méthode de Hinton et Nakano (1996), en utilisant les données de prise par effort de 1959 à 1998 et en appliquant un modèle d'habitat du makaire bleu développé par des observations de l'océan Pacifique. Dans ce cas, on n'a utilisé que la CPUE palangrière alternative du Japon et les prises totales de 1956 jusqu'à cette date (c'est-à-dire que les schémas de CPUE des autres pêcheries n'ont pas été pris en compte, bien que les prises totales l'aient été). La contrainte  $B_1 = K$  a été appliquée pour cette sensibilité. L'état du stock a été caractérisé par  $B/B_{PME}$  et  $F/F_{PME}$ . La formulation du modèle de production logistique a été appliquée à travers la version 3.82 d'ASPIC. Dans cette application du modèle, la valeur estimée de  $r$  était 0,50 pour le makaire blanc et dépassait la valeur estimée dans le modèle de base. Dans le cas du makaire blanc, ce modèle indique que l'état du stock en 2000 se trouve largement sous le niveau de la PME (B-ratio = 4,9E-0,5, voir **Figure 47**). Ces résultats sont récapitulés comme Run Sens 3 dans le **Tableau 28**.

### VII.3.B.4. Résumé des évaluations de l'état et des perspectives du stock de makaire blanc

L'évaluation précédente du makaire blanc a été réalisée en 1996. Les résultats généraux de cette analyse ont indiqué que, au milieu des années 1990, la biomasse correspondait à environ 20% de la  $B_{PME}$ , que la mortalité par pêche était environ 2 fois supérieure à  $F_{PME}$  et qu'une surpêche était pratiquée depuis environ 30 ans. La PME était estimée à près de 2.200 TM.

Une nouvelle évaluation a été menée cette année en utilisant des méthodes semblables à celle de l'évaluation précédente, mais avec des jeux de données qui avaient été révisés en détail suite aux inquiétudes suscitées depuis l'évaluation de 1996. Cette nouvelle évaluation est plus pessimiste et suggère

que le stock atlantique entier est inférieur à 15% de la  $B_{PME}$ , que la surpêche se produit depuis plus de trente ans et que le stock est moins productif que ce qui avait été estimé auparavant, avec une PME n'atteignant pas 1.300 TM. L'actuelle mortalité par pêche serait au moins 7 fois supérieure à  $F_{PME}$ .

Aux fins de l'évaluation, le groupe de travail a considéré une gamme de modèles et de jeux de données comprenant les cas où une partie importante des données historiques avaient été rejetées ou sous-pondérées. Une de ces analyses de sensibilité a donné des résultats plus optimistes que ceux qui ont été cités plus haut, avec une estimation du stock proche des niveaux de PME et une estimation de la mortalité par pêche sous  $F_{PME}$ ; tandis que les autres analyses ont donné des résultats encore plus pessimistes. Le groupe a noté que les données des prises historiques et de l'effort effectif de pêche doivent être validées avant que ces incertitudes ne puissent être réduites.

Les estimations des débarquements de makaires blancs ont diminué de 44% en 1999 par rapport au niveau de 1996 conformément à une recommandation émise par la Commission. Etant donné que la nouvelle évaluation estime que la surpêche subsiste, que la productivité est inférieure aux estimations antérieures et que le stock est gravement épuisé à un niveau inférieur à la  $B_{PME}$ , il est à prévoir que les débarquements de la magnitude envisagée par la Recommandation de la Commission de 1996 se maintiendront et provoqueront une surpêche du stock.

### VIII. EFFET DES RÉGLEMENTATIONS ACTUELLES SUR LES STOCKS

La réunion de 1997 de la Commission de l'ICCAT recommandait que « *Toutes les Parties contractantes et toutes les Parties, Entités ou Entités de pêche non contractantes (1) réduisent à partir de 1998 leurs 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* ». Elle ajoutait que « *les dispositions de l'alinéa (1) ne s'appliqueront pas aux petites pêcheries artisanales, c'est-à-dire aux pêcheries qui effectuent une pêche de subsistance, y compris la vente sur les marchés locaux* .» (Recommandation ICCAT 97/9).

Le document SCRS/00/55 a évalué les effets des mesures de gestion adoptées récemment aux Etats-Unis en quantifiant les débarquements d'istiophoridés de ce pays à partir des données de l'enquête sur la pêche sportive visant les istiophoridés en 1999 par rapport à 1996. Les augmentations des réglementations nationales sur la taille minimale ont provoqué une baisse en nombre et en poids de plus de 25% des débarquements de makaires blancs, atteignant ainsi le niveau recommandé par le SCRS lors de la réunion de l'ICCAT de 1997. La recommandation en question ne définit pas clairement si les progrès réalisés dans ce domaine doivent être mesurés en nombre de poissons ou en poids. Bien que le nombre de makaires bleus dans la pêcherie sportive des Etats-Unis ait diminué de 15%, on a constaté une augmentation de 0,4 TM (1,2 %) du poids estimé des débarquements en 1999 par rapport à 1996, qui est due à la récente obligation de déclarer les prises obtenues pendant les championnats.

Deux Parties contractantes à l'ICCAT (Les Etats-Unis et le Venezuela) et deux Parties non contractantes (le Mexique et Sainte-Lucie) avaient établi auparavant des réglementations nationales pour les pêcheries commerciales et sportives visant le makaire bleu dans le but d'en réduire la mortalité. Les Etats-Unis ont modifié en 1998 leurs réglementations existantes pour la pêcherie sportive visant les istiophoridés (makaire bleu, makaire blanc et voilier) en augmentant les réglementations de taille minimale et en appliquant l'obligation de déclarer les prises des championnats afin d'accroître la surveillance de cette pêcherie. Le Venezuela a également modifié ses réglementations de 1990 concernant les débarquements et les prises accessoires d'istiophoridés. De nouvelles réglementations sont entrées en vigueur en février 2000 prévoyant la remise à l'eau obligatoire de tous les istiophoridés capturés vivants par la flottille industrielle du Venezuela et l'adoption de tailles minimales nationales pour le makaire bleu et pour le makaire blanc.

Le document SCRS/00/83 signale que, suite au changement de lieux de pêche adopté par la pêcherie palangrière du Japon, qui s'est déplacée du Sud-est atlantique au Nord-est atlantique, les débarquements

de makaires bleus réalisés en 1998 par cette flottille correspondaient à 66% des niveaux en poids de 1996. Les débarquements de makaires blancs estimés en 1998 représentaient 47% des débarquements estimés en poids en 1996.

Le groupe de travail a estimé les débarquements de makaires bleus et de makaires blancs pour l'océan Atlantique (**Tableau 31**). En 1999, le total des débarquements estimés de makaires bleus pour cet océan était de 3.316 TM, ce qui représente une baisse de 28% par rapport à 1996. Les débarquements de makaires blancs dans l'océan Atlantique étaient estimés à 908 TM en 1999, soit une réduction de 44% par rapport à 1996. Les débarquements de Surface et Autres comprennent tous les deux les débarquements de la pêche au filet maillant du Venezuela. Bien que la recommandation de la Commission ait exclu les pêcheries artisanales de cette réduction, le groupe n'est pas en mesure de distinguer les pêcheries artisanales des autres pêcheries.

## **IX. FUTURS BESOINS DE RECHERCHE ET RECOMMANDATIONS**

### **IX.1. Statistiques**

Le groupe a recommandé, en ce qui concerne les statistiques:

1. Que les scientifiques nationaux de toutes les nations de pêche fournissent au SCRS:

- a La documentation de la ou des principale(s) méthode(s) utilisée(s) pour obtenir les données de prise et d'effort.
- b La documentation de la ou des principale(s) méthode(s) utilisée(s) pour obtenir les estimations standardisées de l'effort de pêche.
- c Si des méthodes autres que les méthodes principales ont été utilisées pour obtenir l'une ou l'autre de ces données, la documentation de ces autres méthodes et des périodes temporelles pendant lesquelles elles ont été appliquées.

Toutes les données fournies (comprenant entre autres les captures totales par espèce, l'effort nominal et standardisé et la CPUE) doivent être accompagnées d'une estimation de leur fiabilité (c'est-à-dire, des estimations des erreurs standard ou des estimations de l'ordre de magnitude des erreurs éventuelles et une justification suffisante) pour les valeurs annuelles.

2. Le SCRS a étudié les nouvelles séries de données estimées qui ont été présentées lors de cette réunion (par exemple, les pêcheries à la pirogue de la Côte d'Ivoire) et les a adoptées pour la base Tâche I lorsqu'elles étaient justifiées. Les scientifiques nationaux qui ont présenté ces nouvelles séries, différentes des données historiques antérieures, doivent poursuivre les recherches sur les différences (par exemple la pêche au filet maillant du Venezuela) et, si nécessaire, présenter une demande formelle de modification de la base de données Tâche I accompagnée d'une justification.

3. Les prises historiques des senneurs et des palangriers des Etats-Unis doivent faire l'objet d'une révision critique; on veillera, dans la mesure du possible, à envoyer les données révisées au SCRS.

4. Etant donné l'absence de séries de CPUE pour les pêcheries brésiliennes (sauf pour la flottille basée à Santos) et l'importance de ces celles-ci, les scientifiques brésiliens doivent mettre au point des séries de CPUE standardisées pour ces pêcheries.

### **IX.2. Recherche**

En ce qui concerne l'évaluation, le groupe de travail a recommandé de mener des analyses détaillées supplémentaires sur les données disponibles et d'explorer des méthodologies alternatives d'évaluation utilisant toutes les informations disponibles (en particulier, la fréquence par taille, les données

environnementales et la révision des CPUE disponibles) afin de les appliquer aux makaires. De façon générale, le groupe de travail a recommandé au SCRS d'approfondir et de prolonger le Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés. Le Groupe de travail a soumis les recommandations suivantes à l'examen du SCRS :

1. Les informations sur la biologie fondamentale et sur l'écologie des istiophoridés sont limitées. Il faudrait redoubler les efforts visant à améliorer les estimations concernant la croissance (en utilisant les méthodes d'âgeage validées), la maturité, la fécondité, l'écologie trophique et la durée et la période de frai pour chaque espèce d'istiophoridés.

2. Il faut entreprendre des recherches pour développer les données requises dans le but de modéliser l'efficacité, pour chaque espèce, des hameçons palangriers déployés dans des configurations d'engins représentatifs, en présence d'une variabilité environnementale et hydrographique. Ces recherches doivent inclure l'examen des données de CPUE existantes afin de développer et d'évaluer des hypothèses sur l'habitat du makaire qui pourront être utilisées dans les indices de standardisation.

3. Il faut entreprendre des recherches visant à réunir des informations pour définir l'habitat des istiophoridés, c'est-à-dire, la profondeur, la température, l'oxygène dissout et d'autres paramètres océanographiques et biologiques. Les informations obtenues dans ces études permettront d'établir le rapport quantitatif entre la répartition (horizontale et verticale) des istiophoridés et les variables environnementales.

4. Il faut poursuivre des études de simulation afin de faire des recherches sur l'opportunité de la standardisation des CPUE, surtout lorsque les données ne sont pas équilibrées ou comprennent une part élevée de prise nulle d'istiophoridés.

5. Il faut poursuivre les études cherchant à évaluer la survie des istiophoridés capturés et remis à l'eau par les pêcheries commerciales et sportives. Le groupe de travail a vivement recommandé la poursuite de ce type de recherches en utilisant les satellites et d'autres technologies appropriées.

6. Il faut accélérer les activités de marquage conventionnel, en particulier sur les istiophoridés qui sont encore en vie lorsqu'ils hisés à bord. La Résolution adoptée en 1997 par la Commission concernant le marquage conventionnel des istiophoridés doit être mise en pratique en même temps qu'il faut poursuivre et redoubler les efforts (par exemple le réseau de récupération des marques ICCAT) afin d'encourager la déclaration des recaptures de marques et des informations biologiques associées.

Compte tenu de toutes ces recommandations, le groupe de travail a estimé que la poursuite du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les Istiophoridés est essentielle étant donné que ce programme a été à l'origine d'un nombre important de progrès dans les recherches sur les istiophoridés à l'échelle atlantique, et recommande par conséquent à la Commission de maintenir son appui à ce programme.

## **XI. AUTRES QUESTIONS**

Aucune autre question n'a été abordée.

## **XII. ADOPTION DU RAPPORT DU GROUPE DE TRAVAIL**

Les participants ont examiné l'ensemble du rapport et l'ont adopté après avoir introduit quelques modifications.

Au moment de l'adoption du rapport, les participants ont été informés que la *Billfish Foundation* avait octroyé les fonds nécessaires pour publier le rapport sous une version reliée. Les participants ont

apprécié cette initiative et ont exprimé le souhait que ce rapport soit également disponible en support électronique (CD-ROM ou sur le site ICCAT). Les participants ont recommandé au Secrétariat de satisfaire à ces deux demandes. On a demandé aux auteurs des articles de bien vouloir remettre leurs fichiers dans le format suggéré par l'ICCAT, ce qui devrait accélérer la procédure de publication.

## **XII. PROJET DE RÉSUMÉ EXÉCUTIF DU RAPPORT DU SCRS POUR LES MAKAIRES BLEUS ET BLANCS**

Après avoir adopté le Rapport des Journées d'étude sur les Istiophoridés, le groupe a examiné le premier projet de Résumé exécutif du rapport du SCRS pour les sections du makaire bleu et du makaire blanc. Les participants se sont assurés que toutes les nouvelles informations issues des journées d'étude y aient été introduites. Certaines suggestions ont été formulées et incluses dans le Résumé exécutif. Il a été confirmé que le projet arrêté à cette date serait présenté à la prochaine session plénière du SCRS en tant que projet de départ.

## **XIV. CLÔTURE**

Le Président a remercié l'ensemble des participants pour leur collaboration et leur travail. Les participants ont également félicité le Président pour sa direction efficace des débats et ont remercié le *Southeast Fisheries Science Center* ainsi que la *Billfish Foundation* pour leur hospitalité.

Les séances des quatrième journées d'étude sur les istiophoridés ont été levées.

## **OUVRAGES CITÉS**

- ARFELLI, C.A., A.F. Amorim, and L. Fagundes. 1997. Diagnose das pescarias dos atuneiros de Santos (1971-95). Resumos Expandidos - Congresso Latino-americano sobre Ciências do Mar, 7., Santos:48-50.
- DE SYLVA, 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.
- ERDMAN, D. S. 1968. Spawning cycle, sex ratio, and weights of blue marlin off Puerto Rico and the Virgin Islands. *Trans. Am. Fish. Soc.* 97: 131-137.
- HILL, K. T., G. M. Cailliet, and K. T. Hill. 1989 A comparative analysis of growth zones in four calcified-structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. *Fish. Bull.* 87: 829-843.
- HINTON, M and H. Nakano. 1996. Standardizing catch and effort statistics using physiological, ecological, or behavioral constrains and environmental data, with application to blue marlin (*Makaira nigricans*) catch and effort data from Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. I-ATTC* 21(4): 171-200.
- HOENIG, J. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. *Fish. Bull.* 82:898-902.
- PRINCE, E. D., D. W. Lee., J. R. Zweifel, and E. B. Brothers. 1991. Estimating age and growth of young Atlantic blue marlin *Makaira nigricans* from otolith microstructure. *Fish. Bull.* 89(3): 441-459.
- PUNT, A.E. and R. Hilborn. 1996. Biomass dynamic models. User's manual. FAO Computerized Information Series (Fisheries) 10.
- WILSON, C. A., J. M. Dean, E. D. Prince, and D. W. Lee. 1991. An examination: of sexual dimorphism in Atlantic and Pacific blue marlin using body weight, sagittae weight, and age estimates. *J. Exper. Mar. Biol. Ecol.* 151:209-225.

## INFORME DE LAS CUARTAS JORNADAS DE TRABAJO SOBRE MARLINES

(Miami, Florida - 18 a 28 de julio de 2000)

### RESUMEN

*Se proporcionan detalles sobre una evaluación del estado de los stocks de aguja azul del Atlántico (*Makaira nigricans*) y de aguja blanca del Atlántico (*Teptururus albidus*) realizada en 2000. Se tratan los siguientes temas: (1) revisión de los datos de captura y esfuerzo y talla; (2) revisión de la serie de CPUE disponible; (3) revisión de la información biológica, incluyendo los datos de marcado-liberación; (4) análisis de evaluación de los stocks y perspectivas para estos stocks; (5) efectos de las regulaciones actuales de la pesquería sobre los stocks y (6) recomendaciones para la investigación y recopilación de estadísticas.*

### I. APERTURA DE LA REUNIÓN

Las Cuartas Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines tuvieron lugar en el *NMFS Southeast Fisheries Science Center*, de Miami, Florida (Estados Unidos), los días 18 a 28 de julio de 2000, por invitación del Gobierno de Estados Unidos. Fueron inauguradas por el presidente del SCRS de ICCAT, Dr. J. Powers. La Dra. N. Thompson, Directora Científica en funciones del Centro pronunció una alocución de apertura, dando la bienvenida a los participantes. Señaló la importancia que tenían las Jornadas de Trabajo para el conocimiento y ordenación de los marlines y manifestó el deseo de que sirviesen para obtener progresos importantes al respecto. Reconoció y agradeció el aporte facilitado por la Fundación Marlines.

### II. ADOPCIÓN DEL ORDEN DEL DÍA

Se examinó el Orden del día, previamente distribuido, que fue adoptado con algunos cambios (**Apéndice 1**). Se observó que en el curso de la reunión se redactarían los Resúmenes Ejecutivos del SCRS sobre la aguja azul y la aguja blanca.

### III. NOMBRAMIENTO DE PRESIDENTE Y DISPOSICIONES PARA LA REUNIÓN

La reunión fue presidida por el Coordinador para Marlines, Dr. E. Prince (Estados Unidos). Las Jornadas de Trabajo se dividieron en dos secciones: Sección preparatoria de datos (18-22 julio) y Sección de Evaluación de Stock (24-28 julio), si bien las discusiones no tuvieron lugar en este orden.

Los asistentes (**Apéndice 2**) examinaron la lista de documentos presentados al SCRS (y a las Jornadas de Trabajo) que fueron aceptados (**Apéndice 3**).

El Dr. P.M. Miyake (Secretaría) fue designado relator general, nombrándose varios relatores para los diferentes apartados, como sigue:

I-V.1	P.M. Miyake
V.2	M. Farber
VI	J. Graves, B. Luckhust y M. Farber
VII	G.Scott, M. Prager, V. Restrepo, C. Porch y P. Goodyear
VIII	A. Venizelos
IX	Y. Uozumi
X-XII	P. Miyake
XIII	E. Prince



## IV. EXAMEN DEL SCRS DE 1999

Se observó que las últimas Jornadas de Trabajo sobre Marlines habían tenido lugar en 1996 y que en 1998 el SCRS había decidido organizar una nueva sesión de estas Jornadas para actualizar la investigación sobre estas especies (en particular, aguja azul y aguja blanca). Esto se reiteró en la reunión SCRS de 1999. El mandato dado por el SCRS incluía un examen crítico de la base de datos y métodos de evaluación, así como evaluaciones detalladas de la aguja azul y la aguja blanca del Atlántico. En las secciones pertinentes se examinan varias recomendaciones del SCRS relativas a la investigación sobre marlines.

### *SECCIÓN PREPARATORIA DE DATOS, 18-22 de julio*

## V. EXAMEN DE LA BASE DE DATOS

### **V.1. Examen de los datos de captura, esfuerzo y talla de marlines, por especie, país, área y arte.**

#### *V.1.A. Examen de los documentos de trabajo relativos a las estadísticas de captura, esfuerzo y talla*

Al inicio de las Jornadas, la Secretaría presentó las capturas de aguja azul y aguja blanca de la Tarea I, tal como figuraban en la base de datos ICCAT a 1 de julio de 2000, y pidió a los participantes que revisasen las cifras al mismo tiempo que los documentos presentados en la reunión. El resumen de los datos figura en las **Tablas 1 y 2** y **Figuras 1 a 6** (tal como fueron revisadas posteriormente).

El documento SCRS/00/57 presentaban nuevas estimaciones de desembarques de marlines realizados por las pesquerías de recreo de Estados Unidos. Los datos de la Tarea I presentados a ICCAT en el pasado eran estimaciones mínimas basadas sobre todo en los desembarques de los campeonatos, procedentes de la *U.S. Atlantic Recreational Survey (RBS)* (Encuesta sobre la Pesquería de Recreo de Marlines Atlánticos de Estados Unidos (RBS)). El documento estudiaba la posible integración de los desembarques efectuados, no procedentes de campeonatos, de la *U.S. Marine Recreational Fishery Statistics Survey (MRFSS)* (Encuesta Estadística de la Pesquería Marítima de Recreo de Estados Unidos) en la serie histórica de la Tarea I. Los modelos resultantes estimaban el total de desembarques de marlines efectuados por la pesquería de recreo estadounidense, por medio del ajuste del sesgo en las estimaciones anuales de la RBS, que son relativamente precisas, usando las relaciones estadísticas entre las estimaciones de la MRFSS, con escaso sesgo pero muy imprecisas, y las estimaciones RBS. Estas estimaciones se consideraban más altas que las anteriores obtenidas por RBS, debido a una mayor cobertura por parte de la MRFSS de la pesquería de recreo para marlines. No obstante, y debido a un brusco cambio en la distribución histórica de tallas de las muestras MRFSS, las estimaciones, más amplias, relativas a la aguja azul, siguen siendo poco fiables y podrían ser el resultado de una anomalía estadística o de otro tipo. Así, la revisión de la serie de la Tarea I en este documento no debe ser considerada la mejor estimación para el registro histórico.

El SCRS/00/60 examinada todos los datos de talla disponibles de aguja azul y aguja blanca, procedentes de la pesquería de recreo de Estados Unidos y pesquerías palangreras de Estados Unidos y Venezuela. Estos últimos datos proceden del muestreo a bordo y del muestreo en puerto. En las Jornadas de Trabajo se observó que la nueva base de datos establecida para este estudio contiene la base de datos ICCAT (a febrero de 2000) además de datos adicionales estadounidenses y venezolanos que se habían recibido con posterioridad. Entretanto, ICCAT había actualizado su base de datos (respecto a otros países, aparte de Venezuela y Estados Unidos). Se compararon y actualizaron ambas bases de datos.

El SCRS/00/63 presentaba una nueva serie histórica de desembarques de marlines por la pesquería artesanal de piraguas con redes de enmalle a la deriva, que se desarrolla a lo largo de la costa de Côte d'Ivoire. En la reunión del SCRS de 1999 se hizo una importante revisión de los datos de esta pesquería, pero este documento propone nuevos cambios basados en los amplios estudios iniciados en 1999. Estos

estudios cubren el periodo 1988-1999 y se basan en muestreo de los días de pesca de las piraguas y en las capturas. El Grupo de Trabajo estudió la nueva serie de cifras y consideró que los procedimientos de cambios a las cifras de desembarques históricos estaban bien documentados y justificados. Por ello, se decidió usar la nueva serie de datos en las evaluaciones y se recomendó al SCRS que la aceptase oficialmente. Las estimaciones de desembarques de 1984 a finales de 1987 se hicieron de acuerdo con el método facilitado en el SCRS/85/46 y las cifras se han incorporado a la base de datos de la Tarea I de ICCAT. Sin embargo, estos datos son menos precisos. No se cuenta con datos previos a 1984, aunque ya existía la pesquería de piraguas. Por ello, esta discontinuidad en la calidad de los datos ha de ser tomada en cuenta en los análisis. En las Jornadas de Trabajo se observó que los datos de talla presentados en el SCRS/00/63 no habían sido presentados a ICCAT y se pidió a los científicos de los diversos países que los enviaran lo antes posible.

El SCRS/00/45 examinaba las capturas de marlines basándose en el programa de observadores patrocinado por el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines, que actualmente tiene lugar en la pesquería palangrera de Venezuela. Las especies objetivo son el rabil, atún blanco y pez espada, siendo los marlines por lo general captura secundaria. Las encuestas se extienden de 1991 a finales de 1999 e incluyen muestras de frecuencias de talla así como distribución geográfica de las tasas de captura (número de peces por 100 anzuelos). El documento llega a la conclusión que las tasas medias de captura de las cuatro especies de marlines varían en lo espacial y temporal en la zona estudiada, y que las tasas de captura de aguja blanca son las más altas de las cuatro especies. Para corregir los datos de captura de la Tarea I de 1997 se usaron los datos de observadores y la tasa de cobertura.

El SCRS/00/74 presentaba los resultados de las encuestas realizadas en la pesquería de red de enmalle de Venezuela, iniciadas a finales de los años 80, cuya especie-objetivo son los marlines. Se comunicó que el esfuerzo de pesca ha ido en aumento, si bien el número de barcos ha sido estrictamente controlado por la legislación nacional. El informe incluye los desembarques de aguja azul y aguja blanca de esta pesquería en el período 1991-1999.

En las Jornadas de Trabajo se observó que las dos series de esta pesquería de redes de enmalle son diferentes. Los datos de la Tarea I corresponden al período 1988 a finales de 1996, mientras que la nueva serie presentada en el SCRS/00/74 cubre el periodo que media entre 1991 y finales de 1999. Los desembarques de la Tarea I son muy similares a la nueva serie del período 1991 a finales de 1995. Tras comparar estas dos series, en las Jornadas de Trabajo se acordó que los datos de la Tarea I incluirían todo el año 1995, mientras que la nueva serie se usaría para el período 1996-1999, ya que los datos recientes de la Tarea I están incompletos. Se recomendó que los científicos nacionales investiguen acerca de las diferencias entre estas dos series y, si fuese necesario, presenten una modificación justificada.

El SCRS/00/76 resumía la información obtenida por medio de un programa de observadores realizado en cerqueros de la Unión Europea que pescaron en el Atlántico tropical oriental entre junio de 1997 y junio de 1999. El documento presentaba capturas retenidas y descartadas de todas las especies que no constituían objetivo (incluyendo aguja azul y aguja blanca) realizadas en lances con DCPs (dispositivos de concentración de peces) y en lances sobre cardúmenes libres. Teniendo en cuenta que la proporción de captura de marlines en relación con las de túnidos se informa tanto respecto a lances con DCPs como sobre cardúmenes libres, en las Jornadas de Trabajo se hicieron estimaciones aproximadas de las capturas históricas de marlines basadas en estas proporciones, aplicadas al total de captura de túnidos de los cerqueros que llevan patrones españoles y franceses de la flota del Atlántico tropical oriental. Se estratificaron los datos de lances DCP y libres en relación con las capturas obtenidas a partir de 1991. Respecto al periodo anterior a 1990, se asumió que todas las capturas correspondían a lances sobre cardúmenes libres, ya que no existían datos sobre el tipo de lance. Los resultados se presentan en la **Tabla 3**. Conviene observar, sin embargo, que las proporciones que fueron calculadas sólo en base a encuestas realizadas en un período limitado (junio 1997 a junio 1999), se aplicaron a los datos históricos. Este procedimiento podría no ser adecuado, ya que el tipo de operaciones, temporadas de pesca, zonas de pesca y especies-objetivo de estas flotas han cambiado mucho durante dicho período. Las **Figuras 7 y 8**

comparan las capturas de marlines del cerco (en todo el Atlántico, ya que no se dispone de una separación norte/sur) presentadas en los datos de la Tarea I, usando nuevas estimaciones de captura de cerqueros con patrones franceses y españoles. Se recomendó que las capturas históricas de los cerqueros fuesen revisadas con espíritu crítico y que, en la medida de lo posible, los datos revisados se presentasen al SCRS.

El SCRS/00/51 estudiaba el desarrollo de la pesquería china entre 1994 y 1996. Esta pesquería presentaba dos tipos de operaciones, una destinada al mercado de *sashimi* y la otra a la industria de enlatado. Esta última recibe la mayor parte de los marlines pescados por la flota china. El documento incluye tasas de captura, composición por especies y datos de talla de un programa de observadores. De acuerdo con los datos presentados en el documento, las capturas históricas de marlines se estimaron usando el número total de anzuelos desplegados cada año por los palangreros chinos, multiplicado por la captura fortuita de aguja azul y aguja blanca (en números) y convertido después en peso. Los resultados figuran en la versión revisada del SCRS/00/51. En las Jornadas de Trabajo no se cambiaron los datos de la Tarea I, pero se recomendó que los científicos nacionales investigasen las capturas históricas.

#### *V.1.B. Examen y aprobación de las revisiones a los datos de captura, esfuerzo y talla presentados por los países*

Tras examinar todos los documentos presentados en las Jornadas de Trabajo, las tablas de captura histórica presentadas por la Secretaría (Tarea I) fueron examinadas con espíritu crítico por país, área y arte. Los cambios más importantes son los correspondientes a los desembarques de aguja azul realizados por Côte d'Ivoire. Se hicieron algunas actualizaciones respecto a 1998 y 1999.

Además de estos cambios respecto a datos de la Tarea I, en las Jornadas de Trabajo se decidió usar las estimaciones de las capturas históricas de los cerqueros de la Unión Europea y las estimaciones de las capturas del palangre de China. Estas dos nuevas series se consideraron como las “mejores estimaciones” en las Jornadas de Trabajo, si bien, teniendo en cuenta que las Partes Contratantes afectadas no habían hecho revisiones, se incluyen en la base de datos de trabajo destinada a las Jornadas. De momento, dichos cambios no se usan para actualizar la base de datos de la Tarea I. En las Jornadas se recomendó que los científicos de dichas Partes (Comunidad Europea y China) prosiguiesen los estudios, informando acerca de los resultados en la reunión SCRS de 2000, con el fin de tomar una decisión definitiva. Respecto a las pesquerías sobre las que no se tenían datos correspondientes a 1999, se aplicaron las cifras presentadas en 1998 (señaladas en la Tabla con un asterisco).

En las Jornadas de Trabajo se decidió incluir un resumen de la base de datos de trabajo como **Tablas 1 y 2** (en vez de datos oficiales de la Tarea I, de la reunión).

Las **Figuras 1 y 4** presentan el total de capturas comunicadas de aguja azul y aguja blanca, respectivamente, separadas por Atlántico norte y Atlántico sur. Las **Figuras 2 y 3**, así como las **Figuras 5 y 6**, muestran las capturas de estas dos especies por principales categorías de arte y por Atlántico norte y Atlántico sur. Las **Figuras 7 y 8** presentan el total de capturas atlánticas de cerco, de aguja azul y aguja blanca respectivamente, tal como aparecen en la base de datos de la Tarea I, pero sustituyendo las capturas de cerco FIS y españolas por las nuevas estimaciones (**Tabla 3**).

La distribución geográfica de las capturas de aguja azul y aguja blanca, todos los artes combinados y en todo el Atlántico, se presentan por trimestre en las **Figuras 9 y 10**. Se dan en toneladas métricas y todos los datos correspondientes al período 1950 a 1997 están combinados.

La base de datos ICCAT de captura y esfuerzo (Tarea II), así como la base de datos de talla fueron también actualizadas con la nueva información presentada a las Jornadas de Trabajo, incluyendo la discutida en el apartado V.1.A.

## V.2. Examen de la disponibilidad de series de CPUE por especie (sólo marlines), país, área y arte

En este apartado, el examen se hizo sólo respecto a la disponibilidad de las series de CPUE y las descripciones de los procedimientos adoptados para calcular la CPUE. La evaluación de la metodología y del procedimiento, así como la interpretación de los resultados, se dejó para la sesión de evaluación.

El SCRS/00/45 presentan mapas de la distribución de la CPUE de marlines por especie, correspondiente a la pesquería palangrera de Venezuela en el Caribe y Atlántico central oeste. Los mapas están divididos por especies y por trimestre, con estimaciones de CPUE basadas en número de peces por 100 anzuelos promediados a lo largo del período 1991-1999. No se presentaron valores de CPUE. Sólo se muestran las distribuciones.

En el curso de las Jornadas de Trabajo se llevó a cabo una estandarización de las CPUEs del palangre venezolano, usando los datos del Programa de Observadores de Palangre Pelágico de Venezuela. El índice del número de peces por número de anzuelos (cien) se estimó a partir del número de agujas blancas y agujas azules pescadas y consignado en los formularios de datos de observadores por científicos embarcados a bordo de palangreros desde 1991 (Programa de Observadores de Palangre Pelágico). El procedimiento de análisis de estandarización incluía las siguientes variables: año, área, temporada, categoría de barco, profundidad del anzuelo y tipo de cebo. El índice estandarizado se estimó por medio de Modelos Lineales Generalizados Mixtos, aplicando un enfoque de modelo delta lognormal. El procedimiento usado es similar al del documento SCRS/00/59. Los resultados se presentan en el **Apéndice 4**.

En el SCRS/00/51 se presentó una evaluación preliminar de las tasas nominales de captura por mes (en número de peces/1000 anzuelos) de cuatro palangreros chinos, obtenidas entre 1994 y 1996. Los datos procedían de cuadernos de pesca y estaban validados por un programa de observación a bordo.

El SCRS/00/58 contenía una actualización de tasas de captura estandarizadas de aguja azul y aguja blanca, usando datos de campeonatos de la pesquería de recreo de Estados Unidos en el período 1973-1999. La actualización incluía análisis de CPUE tanto en número de peces /100 horas de esfuerzo como en peso (kg)/100 horas de esfuerzo. Los índices estandarizados resultantes eran diferentes en las dos unidades de medición para la aguja azul, pero prácticamente idénticos en el caso de la aguja blanca. La metodología aplicada requería la estimación de la talla de peces no embarcados (es decir, perdidos, liberados, o marcados y liberados) con el fin de hallar la captura en peso para derivar índices de abundancia basados en el peso. Por otra parte, y progresivamente durante toda la década de los 90, la talla media de la aguja azul fue en aumento, ya que se embarcaron menos aguja azules debido a una mayor conciencia ética en el terreno de la conservación, a regulaciones adoptadas de forma voluntaria y a un mayor número de regulaciones de talla mínima que fueron implementadas en 1998. Los resultados de un análisis de simulación de índices de abundancia basados en peso con índices de abundancia basados en números (SCRS/00/53) indicaban que “las estimaciones de elementos de comprobación diferían muy poco cuando se usaban en el ajuste índices de abundancia basados en números en vez de basados en biomasa”. Los resultados obtenidos usando la captura en peso de la pesquería estadounidense de caña y carrete, con regulaciones sobre talla mínima modificadas a lo largo del tiempo, están sesgados y las conclusiones deben basarse tan sólo en índices de abundancia basados en números (En el apartado VI se debate de nuevo este tópico).

El SCRS/00/59 presenta la estandarización de tasas de captura de aguja azul y aguja blanca de la pesquería estadounidense de palangre pelágico. Las CPUEs anuales estandarizadas, en peso (kg)/1000 anzuelos, se estimaron partiendo del número de marlines capturados y registrados en los cuadernos de pesca obligatorios por los pescadores comerciales, aplicando el peso medio anual estimado por observadores científicos embarcados en palangreros desde el año 1992. Se presentaron también índices estandarizados en número de peces/1000 anzuelos, de acuerdo con los registros de cuadernos de pesca. Además, los mapas muestran las CPUEs medias anuales en peces /1000 anzuelos por áreas de 5x5 grados.

El documento SCRS/00/61 evaluaba los supuestos asociados a la distribución en profundidad de la aguja azul, en relación con la estandarización de estadísticas de captura y esfuerzo. Este documento examinaba la información publicada sobre la profundidad de la pesca y los aspectos ecológicos relacionados con la aguja azul, con el fin de decidir si es adecuado estimar CPUEs bajo el supuesto que la aguja azul se limita a una estrecha gama en cuanto a profundidad y temperatura. El documento llegaba a la conclusión que los modelos *ad hoc* (no estadísticos) no son adecuados para estandarizar las selectividades relativas de los artes con el fin de acoplar los cambios a la profundidad a la que se pesca.

Los datos de CPUE nominal de la flota de palangre con base en Santos, Brasil, se presentaban en el SCRS/00/62. Los datos incluyen CPUE nominal, por especie, en peso total (kg)/1000 anzuelos para la flota de Santos y el período 1995-1999. Además, se presentaron por separado datos de la flota nacional brasileña y barcos alquilados (con bandera de Honduras y Barbados) con base en Santos, para el período 1995-1998. No se disponía de datos históricos estandarizados de CPUE. En las Jornadas de Trabajo se empleó mucho tiempo y esfuerzo para estandarizar las series históricas de CPUE del palangre brasileño de la flota con base en Santos, usando datos del documento SCRS/00/62, y para toda la flota brasileña, usando datos de la Tarea II de ICCAT. Los resultados del análisis preliminar se presentan en el **Apéndice 5**. Sigue habiendo problemas respecto a esta serie de datos, ya que existen discrepancias en las capturas de las Tareas I y II y los datos de la Tarea II de Santos no concuerdan con los correspondientes datos de la Tarea II de ICCAT. En las Jornadas se expresó preocupación por la falta de series de CPUE de las pesquerías brasileñas (exceptuando la flota con base en Santos). Considerando la importancia de estas pesquerías, se recomendó que los científicos nacionales procedan a tomar medidas para su corrección.

Las tasas de captura nominal de aguja azul (1988-1999) y aguja blanca (1996-1999) de la pesquería de red de enmalle a la deriva en Côte d'Ivoire se detallaban en el SCRS/00/63. La tabla de CPUEs anuales se basa en kg/salida, constituyendo esta salida una piragua pescando durante toda una noche. Además, las tasas nominales de captura mensual en número de peces/salida se representaban en un gráfico con la temperatura mensual media respecto a la aguja azul para el período 1988- 1999. También se daba el esquema de CPUE para la aguja azul en el período 1988-1999.

Los datos nominales de CPUE para 1990-1999 de la pesquería artesanal de red de enmalle dirigida a los marlines, que faena frente a la costa del centro de Venezuela, se presentaban en el SCRS/00/74. Las capturas y la CPUE de aguja azul y aguja blanca presentan tendencia al alza en el período 1996-1999. Esto podría estar relacionado con una mayor disponibilidad de los recursos locales y con un aumento en el uso de mallas de mayor tamaño, lo cual podría haber tenido como resultado el aumento en las proporciones de peces grandes en las capturas y el consiguiente incremento de la CPUE (kg/salida).

El documento SCRS/00/75 contrastaba las tendencias en las tasas anuales de captura nominal de marlines procedentes de dos fuentes de datos para la pesquería deportiva venezolana de marlines entre 1984 y 1999. Los cambios en las normas nacionales implementadas en 1990 fueron la causa de una aparente información errónea sobre datos de la pesca de recreo (no de los campeonatos) registrados por el Club de Yates Playa Grande (PGYC), situado en la zona central de la costa de Venezuela, cerca de La Guaira. En un intento de compensar los datos que faltaban, se contrastaron las tendencias de CPUE de aguja azul y aguja blanca en los datos del PGYC (incluye barcos privados y alquilados) y los datos de los campeonatos de pesca deportiva de la misma zona correspondientes a 1984-1989 y 1991-1999. Existía una gran correlación entre estas dos variables respecto a la aguja azul en el período 1984-1999, y se propuso que las cifras de CPUE de dicho período sustituyesen a las capturas del PGYC en 1990-1999.

Los cambios en el tipo de operación de los palangreros japoneses en el Atlántico tropical en el período 1975-1998 fueron examinados en el SCRS/00/79 con el fin de evaluar su influencia sobre la CPUE de la aguja azul. A partir de 1975, el número de anzuelos se incrementó drásticamente para efectuar lances profundos. El amplio caladero se había concentrado en el Atlántico sudoeste en los años 80 y después fue desplazándose gradualmente hacia el Atlántico nordeste durante los años 90. A partir de

1975, la distribución del arte se desplazó desde la zona principal de distribución de la aguja azul, tanto en sentido vertical como horizontal, hacia una zona de distribución más marginal. En el SCRS/00/79 se indicaba que estos cambios tendrían como resultado que los anzuelos del palangre fuesen menos eficaces en la pesca de la aguja azul. No obstante, la CPUE nominal más alta de los últimos años se dio en el palangre con el mayor número de anzuelos por cesta. Estas dos observaciones contradictorias deben tratarse con precaución al estandarizar la CPUE de la aguja azul en el palangre japonés. En las Jornadas de Trabajo se observó que resultaba difícil llegar a conclusiones debido a la falta de información concreta sobre tiempo/zona, necesaria para analizar adecuadamente los datos.

En el SCRS/00/80, se analizó la profundidad de los anzuelos respecto a las cinco especies de marlines, basándose en sistemas de batitermógrafo empleados en las operaciones de palangre. La captura por número de brazolada fue asimismo registrada y analizada. Los marlines del Pacífico examinados habían sido pescados a profundidades entre 40 y 160 metros, dentro de una mezcla de estratos o termoclina. La captura por brazolada, que podría ser reflejo de la distribución vertical de las especies, no coincidía con los resultados obtenidos por batitermógrafo. Se supone que la causa principal de esta discrepancia es la variación en la profundidad de los anzuelos provocada por la corriente.

El SCRS/00/81 presentaba las CPUEs de la aguja azul y la aguja blanca pescados por palangreros japoneses, estandarizadas por medio del método GLM (modelo lineal generalizado) creado por Hinton y Nakano (1996) así como con el GLM tradicional. El método de Hinton y Nakano (1996) estandariza el esfuerzo nominal del palangre dirigido a la aguja azul y aguja blanca, por medio de la observación del comportamiento de estas especies y de datos de medio ambiente. Las CPUEs estandarizadas de aguja azul con los dos métodos, presentaban diferentes tendencias, sobre todo durante los años 60 y a partir de 1983 cuando los palangreros japoneses iniciaron los lances de palangre profundo. Estas diferencias podrían atribuirse a cambios anuales en el volumen del esfuerzo efectivo resultantes de la variabilidad de las condiciones del medio ambiente en los caladeros y de cambios en las operaciones de los palangreros japoneses. Estas diferencias en la eficacia del arte, entre el método de Hinton y Nakano y otros métodos GLM, resultan de diferencias en la forma en que los modelos incorporan los efectos del arte, biológicos y de hábitat para captar de forma adecuada la dinámica de las pesquerías. Se necesita más información sobre arte, comportamiento de los peces y hábitat, con el fin de comprobar el ajuste de los modelos GLM.

En las Jornadas de Trabajo se discutió la aplicación del método de Hinton y Nakano (1996) a los datos japoneses de palangre del Atlántico. Se llegó a un acuerdo con los autores del SCRS/00/81 respecto a que el supuesto usado en la aplicación al Atlántico no necesitaba ser comprobado de nuevo, basándose en observaciones de aguja azul y aguja blanca del Atlántico, así como en observaciones sobre los perfiles de profundidad de los lances en esta pesquería. Se manifestó acuerdo con la conclusión de los autores respecto a que las tasas de captura de aguja azul y aguja blanca, estandarizadas por el método de Hinton y Nakano, son demasiado provisionales para ser aplicadas en el análisis del caso base. Respecto a este análisis, en las Jornadas se decidió que las tasas de captura fuesen estandarizadas por medio de otros Modelos Lineales Generalizados Mixtos, que tengan en cuenta los efectos de HPB (anzuelo por cesta), tiempo y zona sobre las tasas de captura de aguja azul y aguja blanca en esta pesquería. Se recomendó que se obtuviesen datos adicionales sobre las relaciones entre la distribución de los marlines y la profundidad de los lances, con el fin de afinar los supuestos del método tal como fue aplicado en el SCRS/00/81. Se llegó a la conclusión que las alternativas al GLM estándar no debían limitarse al método concreto presentado en el SCRS/00/81.

El SCRS/00/82 presentaba resultados de pruebas de simulación estructuradas para reflejar el aumento de los anzuelos por cesta en los palangreros japoneses que faenaron en el Atlántico tropical a lo largo de la historia de la pesquería. Los modelos lineales generalizados (GLM) que tan sólo usan los efectos de año y de anzuelo por cesta, como covariables de factor fijo en análisis de datos simulados (con ruido blanco), pueden introducir sesgos (positivos o negativos) en las estimaciones de la CPUE real. El funcionamiento del procedimiento GLM comprobado usando el factor de anzuelos por cesta, sufrió

deterioro con el descenso de la proporción de operaciones simuladas con captura positiva y con diseños de muestreo cada vez menos equilibrados. Respecto a evaluaciones con diseños de muestreo desequilibrados, el GLM no llegaba a predecir con precisión (subestimación) los efectos del número de anzuelos por cesta supuesto en la simulación. Estas simulaciones podrían ser muy similares a la situación que se da en el caso de especies raras en la captura, como por ejemplo, la aguja azul.

Sin embargo, en las Jornadas de Trabajo se observó que, en general, el procedimiento GLM aplicado en el SCRS/00/82 era capaz de reproducir bastante bien el esquema en la CPUE de base. Se observó también que la efectividad del número de anzuelos por cesta en relación con las tasas de captura, podría no ser homogénea en cuanto a espacio y tiempo, lo cual podría introducir confusión y sesgos incluso en la tendencia estimada. Se llegó a la conclusión que debían aplicarse simulaciones más amplias con el fin de seguir evaluando el factor de número de anzuelos por cesta como covariable en los procedimientos de estandarización.

El SCRS/00/83 presentaba la media anual de CPUE nominal en número de peces/1000 anzuelos para la aguja azul y la aguja blanca de la pesquería palangrera japonesa. Los mapas muestran la distribución y las tasas relativas de captura en áreas de 5x5 grados para el período 1996-1998. Además, se presentó la CPUE anual, por especie y por Área ICCAT en el período 1994-1998.

El SCRS/00/78 examinaba los datos disponibles de captura palangrera de Taipei Chino en el Atlántico, el esfuerzo de pesca y la CPUE nominal de la aguja azul y la aguja blanca. El documento presentaba también la CPUE estandarizada de la aguja azul y la aguja blanca (en número de peces) basándose en datos agregados por año, 5x5 grados, trimestre y zona de pesca. Los resultados muestran una tendencia descendente entre 1968 y 1992 en la aguja blanca y la aguja azul, tras un incremento inicial, un descenso desde principios de los 70 hasta finales de los 90, con una estabilización posterior.

En las Jornadas de Trabajo se consideró que estos datos podrían estandarizarse mejor aplicando un factor bimestral en lugar de trimestral, ya que los datos de escala más fina parecían representar mejor el esquema estacional en la pesquería. Además, se recomendó la aplicación de efectos aleatorios respecto a interacciones que implicasen la temporada anual, tales como interacciones año\*zona que son importantes en estos datos. Esta recomendación refleja las discusiones mantenidas en la reunión del Grupo de Metodología del SCRS reunido en el mes de mayo. En las Jornadas de Trabajo se observó también la escasez de los datos respecto a 1991 y 1992 y se recomendó que la estandarización de la serie temporal se hiciese sin observaciones sobre 1991 y 1992. En consecuencia, en estas Jornadas se desarrolló una serie temporal de CPUE estandarizada por medio de un GLM con un factor bimestral e interacciones año/zona en forma de efectos aleatorios, usando datos de 1969-1998, pero excluyendo los de 1991 y 1992. Los resultados provisionales se dan en el **Apéndice 6**, y los esquemas de CPUE se compararon con el documento SCRS/00/78.

En las Jornadas se observó que la falta de información sobre la esperada precisión y exactitud de algunas de las series de captura total y de captura por unidad de esfuerzo estandarizada. Estos datos fueron facilitados por los representantes de los diversos países que asistían a la reunión, y resultaba difícil determinar cuales eran los datos que debían considerarse respecto al año base y cuales debían incorporarse en los subsiguientes análisis de sensibilidad. (Véase el apartado V.1).

## VI. EXAMEN DE LOS DATOS BIOLÓGICOS, INCLUYENDO LOS ARCHIVOS DE MARCADO/RECAPTURA POR ESPECIE

### VI.1. Aguja azul

A. *Esquema de desplazamientos.* El documento SCRS/00/56 hacía un examen del mercado de istiofóridos por el NMFS Fishery Service's Cooperative Tagging Center (1954-1999) (Centro de Mercado Cooperativo del Servicio de Pesquerías del NMFS) y la Fundación Marlines (TBF, 1990-1999). Estos grupos marcaron 41.983 agujas azules, 586 de las cuales fueron recuperadas. El *South Carolina Marine Resources Division* (División de Recursos Marinos de Carolina del Sur) (1974-1999) y el *NMFS Shark Tagging Program* (Programa de Mercado de Tiburones) (1962-1999) se encargaron de marcar 1.360 agujas azules, habiéndose recuperado 19. Son evidentes grandes movimientos estacionales de peces entre Estados Unidos y Venezuela. Algunos de estos peces han efectuado importantes desplazamientos, alguno de ellos entre océanos (del Atlántico al Indico), al menos 3 transecutoriales (de norte a sur) y 12 migraciones transoceánicas, todas de oeste a este. De los dos principales programas de mercados examinados en el documento, el de la Fundación Marlines tuvo la mayor tasa de recuperación de aguja azul (1,84%). En los últimos años, la pesquería artesanal de red de enmalle de Venezuela ha capturado una gran cantidad de agujas azules marcadas.

Hay poca información sobre la distribución vertical de la aguja azul o sobre la ecología de la especie (incluyendo preferencias físicas y bióticas).

B. *Edad y crecimiento.* Basándose en análisis de los anillos diarios de otolitos, Prince *et al* (1991) han informado que la aguja azul crece muy deprisa al principio, alcanzando 24 cm LJFL en unos 40 días y 190 cm LJFL al cabo de 500 días. El estudio del peso sagital, peso corporal y características de talla/edad, indican que las divergencias de talla relacionadas con el sexo se deben a diferencias en el crecimiento entre los sexos y no a una diferencia en la mortalidad (Wilson *et al*, 1991). Basándose en análisis de espinas dorsales, se calcula que la aguja azul llega a vivir entre 20 y 30 años o más (Hill *et al*, 1989) aunque la técnica de determinación de la edad de esta especie no ha sido validada. Además, el limitado número de observaciones sobre la edad por talla tiene como resultado un escaso conocimiento de su crecimiento después del primer año. La estimación respecto a su longevidad se basa en el tiempo máximo en libertad observado. Una aguja azul cuyo peso se estimó en 30 kg en el momento del marcado, permaneció en libertad 4.022 días (unos 11 años). Se han comunicado pesos superiores a 700 kg y casi todos los peces que pesaban más de 135 kg eran hembras.

C. *Mortalidad.* El documento SCRS/00/52 trataba sobre la mortalidad natural (M) de la aguja azul. Este parámetro es particularmente difícil de estimar y sobre todo, separarlo de la mortalidad global (Z). Se dispone de escasos conjuntos de datos para estimar Z en el caso de los peces de mayor edad en una muestra aplicando el método de Hoenig (1983), corregido en cuanto al tamaño de la muestra. La aguja azul de más edad en el Pacífico según Hill *et al* (1989) procedente de una muestra de 48 hembras, tenía 27 años. Suponiendo la edad de total reclutamiento al muestreo de dos años, la estimación de Z es 0.18. En un estudio hecho por separado, Wilson *et al* (1991), encontraron una aguja azul en el Pacífico en una muestra de 18 hembras que tenía 21 años; la estimación de Z es 0.19. Parte de la mortalidad global Z es causada por la pesca, por lo que las estimaciones correspondientes de M deben ser inferiores a las estimaciones de Z. Las tasas de mortalidad por pesca entre  $F = 0.3$  y  $F = 0.04$  implican  $M \sim 0.15$ , que es un posible límite superior de M. Wilson *et al*. (1991) hicieron también muestreo de aguja azul atlántica: el pez más viejo en una muestra de 104 hembras tenía 17 años, lo que da una estimación de  $Z = 0.36$ . La F estimada por el modelo de producción excedente en la última evaluación de la aguja azul atlántica era de una media de 0.31 en los datos de años anteriores a 1981-1984 incluidos en Wilson *et al*. (1991); esto da una estimación de  $M = 0.36 - 0.31 = 0.05$ . No obstante, las estimaciones de F absoluta por modelos de producción excedente son muy poco precisas (Prager 1994).



*D. Reproducción.* Recientemente, DeSylva y Breder (1997) hicieron un resumen de los ciclos de reproducción y de desove de los istiofóridos en el Atlántico norte. Las distribuciones de larvas indican que se produce desove cerca Bahamas y Turcos y Caicos, Puerto Rico e Islas Vírgenes, Cuba y Jamaica en el Atlántico noroeste (entre 15 y 25 grados de latitud norte). En el Atlántico noroeste, de acuerdo con estudios histológicos y análisis macroscópicos de campo (DeSylva y Breder, 1997) el desove parece tener lugar desde julio a finales de octubre. Las observaciones de gónadas en el Atlántico sudoeste indican que la aguja azul desova frente a Brasil, entre 17° - 23° S, 37° - 42°W en el curso del verano austral (enero y febrero; Amorim y Arfelli, 1987). La recolección de larvas en el Atlántico sudoeste, frente a Brasil, apoyan en general este supuesto de período de desove.

DeSylva y Breder (1987) informan que las hembras de aguja azul podrían desovar hasta cuatro veces en su temporada de reproducción, mientras que los machos lo hacen durante todo el año. La evidencia de desove múltiple se basa en un análisis de las frecuencias de diámetros de óvulos. Erdman (1968) observaba que las hembras pueden llegar a la primera madurez con un peso aproximado de 120 kg. La fecundidad de hembras de 147 kg del Atlántico noroeste se estimó en 10,9 millones de huevos; la fecundidad de hembras de 124, 7 kg se estimó en 7 millones de huevos.

*E. Identificación de stock.* Durante las Terceras Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines, en 1996, los participantes consideraron dos hipótesis de stock (unidad de ordenación) para la aguja azul: una hipótesis del total del Atlántico y stocks independientes al norte y sur del Atlántico separados a 5° de latitud norte. Los participantes se inclinaban por la primera hipótesis porque (1) la aguja azul se encuentra distribuida en todo el límite de stock norte/sur propuesto y en los cuatro trimestres del año; (2) el desove ocurre en todo el Atlántico norte y Atlántico sur en cuanto a espacio y tiempo, y no se sabe si algunos peces desovan en ambas regiones; (3) recuperaciones de marcas de aguja azul han demostrado que se producen desplazamientos transatlánticos (seis peces) y transecuatoriales (dos peces); y (4) los análisis del ADN mitocondrial no revelaban mucha heterogeneidad entre una gran muestra del Atlántico norte y una pequeña muestra del Atlántico sur. Sin embargo, a causa de las dudas existentes respecto a la estructura de la aguja azul del Atlántico, los participantes en las Jornadas de Trabajo de 1996 eran de la opinión que en las evaluaciones debían aplicarse ambos modelos de stock (ICCAT, 1998).

El SCRS/00/54 hacía un examen global de la investigación genética sobre la estructura de stock de aguja azul y aguja blanca, emprendida después de las Jornadas de 1996. Los análisis de buenas muestras de aguja azul (>unos 450 ejemplares) de cinco zonas del Atlántico (costa este de Estados Unidos, Bahamas, Jamaica, sur del Brasil y Ghana) con una variedad de técnicas genéticas de alta resolución que incluían investigaciones sobre ADN mitocondrial, ADN nuclear de copia única y ADN microsatélite, no revelaron una significativa estructura de la población entre zonas atlánticas de muestreo muy distantes entre sí. No podría rechazarse la hipótesis de un solo stock genético de aguja azul en todo el Atlántico.

Basándose en resultados de estudios genéticos adicionales y en otro tipo de información biológica, los participantes en las Jornadas de Trabajo 2000 mostraron una decidida preferencia por la hipótesis de un solo stock en todo el Atlántico.

## **VI.2. Aguja blanca**

*A. Tipos de desplazamientos.* El SCRS/00/56 examinaba el marcado de istiofóridos llevado a cabo por el *NMFS Cooperative Tagging Center (CTC)* (Centro de Marcado Cooperativo de NMFS) y la Fundación Marlines. En estos programas se han marcado 41.177 agujas blancas, de las cuales se han recuperado 837. Además, la División de Recursos Marinos de Carolina del Sur y el *NMFS Shark Tagging Program* (Programa de Marcado del NMFS), han marcado 505 ejemplares de aguja blanca, de las cuales se han recuperado siete. Un gran número de peces se desplazó entre la costa atlántica central de Estados Unidos y la costa nordeste de América del Sur. Se han registrado al menos 8 migraciones trasatlánticas de agujas blancas (de oeste a este). No hay pruebas de desplazamientos transecuatoriales, aunque un pez se desplazó dentro de las 100 millas náuticas del ecuador. La distancia mínima más larga fueron 2.150 millas náuticas recorridas por un pez que permaneció en libertad 576 días (1 año y medio).

Falta información sobre distribución vertical de la aguja blanca o sobre la ecología de esta especie (incluyendo preferencias físicas y bióticas).

*B. Edad y crecimiento.* La talla de la aguja blanca según la edad no es bien conocida, pero basándose en otros istiofóridos, se considera que inicialmente crece muy deprisa. La captura por talla demuestra dimorfismo sexual, pero no tan extremo como en la aguja azul. Se puede hacer una mínima estimación de longevidad basándose en el período más largo en libertad de una aguja blanca, que fue de 5.488 días (15 años). Su peso se estimó en 22 kg cuando se captura por vez primera y su longevidad mínima en 17-18 años.

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

*D. Reproducción.* El desove de la aguja blanca y de otros istiofóridos en el Atlántico norte fue revisado recientemente por DeSylva y Breder (1997). Basándose en estudios histológicos y 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 Brasil a finales de la primavera y principios del verano (noviembre a marzo) entre 17°-21°S y 37°-42°W (Arfelli *et al.*, 1986). El peso de las hembras al llegar a la madurez es de aproximadamente 20 kg (DeSylva y Breder, 1997).

*E. Identificación de stock.* Las hipótesis de stock de aguja blanca consideradas en las Terceras Jornadas de Trabajo para Marlines, eran la de un sólo stock en el conjunto del Atlántico y la de dos stocks, al norte y al sur del Atlántico separados a 5° de latitud norte. Los participantes en las Jornadas se inclinaban por la hipótesis de un sólo stock, por las siguientes razones: (1) la especie se encuentra distribuida a lo largo del límite propuesto norte/sur, 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 lo largo de los 5° de latitud norte y (4) el análisis de ADN mitocondrial no reveló una heterogeneidad significativa entre las muestras del Atlántico norte y el Atlántico sur. Sin embargo, y debido a las dudas existentes respecto a la estructura del stock de aguja blanca, los participantes de las Jornadas de Trabajo de 1996 eran de la opinión que ambos modelos de stock deberían usarse en la evaluación (ICCAT 1998).

El SCRS/00/54 hacía un examen de la investigación genética relativa a la estructura de stock de la aguja azul y aguja blanca, que se hizo después de las Jornadas que tuvieron lugar en 1996. Se estudiaron muestras de talla de aguja blanca (>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 locis de ADN microsatélite muy variables. Estos análisis demostraron que no existe una significativa estructuración de la población entre zonas atlánticas de muestreo muy distantes entre sí. No podía rechazarse la hipótesis de un solo stock genético de aguja blanca en todo el Atlántico.

Basándose en resultados de estudios genéticos adicionales y en otro tipo de información biológica, los participantes en las Jornadas de Trabajo 2000 mostraron una decidida preferencia por la hipótesis de un solo stock en todo el Atlántico.

## **VII. ANÁLISIS DE EVALUACIÓN DE STOCK**

### **VII.1. Selección de modelos de evaluación**

Se observó que las recomendaciones sobre ordenación formuladas en anteriores evaluaciones de los marlines se basaban principalmente en la biomasa agregada y en modelos de producción de no equilibrio aplicados a los datos de captura y esfuerzo. Se presentaron dos documentos que trataban sobre si estos modelos podían aplicarse a los datos de marlines disponibles en las Jornadas de Trabajo.

El documento SCRS/00/52 discutía el hecho que las evaluaciones de pez vela y marlines atlánticos se suelen limitar a la aplicación de modelos de producción excedente, debido a que no se conoce la talla y composición por edad de las capturas. Los autores señalaban que en algunas pesquerías atlánticas en las cuales son captura fortuita, ni siquiera se informa sobre la captura anual de estas especies. La falta de datos de captura reduce la fiabilidad de la evaluación. En teoría, si se llega a disponer de datos recientes de captura y esfuerzo respecto a las pesquerías sin datos históricos de captura, debería ser posible ajustar un modelo de producción excedente por medio de la estimación de las capturas históricas partiendo de los correspondientes datos de esfuerzo pesquero. Para esta tarea se probó un ASPIC perfeccionado (programa informático usado en anteriores evaluaciones para modelar la producción excedente de no equilibrio), sobre datos simulados de pesquería, por medio de un modelo de simulación establecido en torno a las características del ciclo vital de la aguja azul del Atlántico (*Makaira nigricans*). La población simulada resultante incluía sexo, talla y estructura por edad mensual; el crecimiento por sexo era dimórfico, alcanzando las hembras tallas medias asintóticas superiores y la talla por edad era variable. El reclutamiento anual estaba determinado partiendo de la biomasa reproductora por medio de una función de stock-reclutamiento de Beverton-Holt modificada por la supervivencia del stock independiente de la densidad. El modelo de simulación se aplicó para generar series temporales de capturas simuladas e historias de abundancia de la población, usando varios supuestos alternativos sobre la mortalidad natural y por pesca, pendientes de stock-reclutamiento y mediciones de error. Las series temporales obtenidas de capturas simuladas y abundancias se ajustaron con y sin las capturas que faltaban, por ASPIC. Las estimaciones del rendimiento máximo sostenible (RMS) y las proporciones de la biomasa del stock del año más reciente en relación con la biomasa en RMS ( $B/B_{RMS}$ ) se compararon con valores conocidos procedentes de simulaciones; se contrastaron los resultados obtenidos con y sin las capturas que faltaban. Los resultados presentaban sesgos, probablemente surgidos de la disparidad del modelo de simulación con una fuerte estructura por edad y el modelo de producción excedente de edades agregadas. No obstante, los valores ajustados de  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  representaban una media muy cercana a los auténticos valores. Los resultados obtenidos por ASPIC con las capturas que faltaban eran muy similares a los basados en datos completos de capturas, pero eran un poco más variables, lo cual no resulta sorprendente.

El grupo de trabajo discutió un cierto número de posibles escenarios que podrían establecerse en un intento de facilitar estimaciones basadas en un modelo, de captura histórica, con el supuesto de que el esquema de esfuerzo estandarizado y las capturas históricas recientes estaban suficientemente determinadas. Por falta de tiempo, el grupo decidió no investigar al respecto en el curso de la reunión, pero recomendó que se evaluaran estos enfoques y que los resultados se presentasen el SCRS lo antes posible.

El SCRS/00/53 planteaba que el objetivo de ICCAT en cuanto a ordenación del recurso es conseguir tamaños de stock y tasas de mortalidad por pesca que permitiesen el rendimiento máximo sostenible en cuanto a biomasa (RMS). En general, para estimar la condición del stock en relación con el RMS se ha seleccionado un modelo de producción excedente. En las recientes evaluaciones de los marlines, el modelo de producción excedente se ha ajustado por medio del programa ASPIC. Un supuesto de base en este tipo de estimación del RMS es que los índices de abundancia de la población usados en el ajuste se miden en unidades de biomasa. Con los datos disponibles, las evaluaciones de ICCAT de los marlines se han hecho aplicando índices de abundancia (CPUE) en números, en lugar de en biomasa. Esta diferencia podría sesgar las estimaciones de RMS y los elementos de comprobación relacionados. Usando datos de pesquería simulados, los autores evaluaron el impacto de esta sustitución sobre las estimaciones de los elementos de comprobación relacionados con la ordenación. Este modelo de simulación se creó en torno a las características del ciclo vital de la aguja azul (*Makaira nigricans*), e incluía explícitamente el sexo, talla y estructura por edad, por mes. El crecimiento de acuerdo con el sexo era dimórfico, alcanzando las hembras tallas medias asintóticas superiores y la talla por edad era variable. El reclutamiento anual estaba determinado partiendo de la biomasa reproductora por medio de una función de stock-reclutamiento de Beverton-Holt modificada por la supervivencia del stock independiente de la densidad. En esta evaluación, se asumió que la mortalidad natural  $M$  descendía desde 0.5/año al primer reclutamiento hasta 0.10/año a la edad de tres años, y la pendiente de la curva de reclutamiento al stock no explotado se estableció en 10. Por medio del ASPIC, se ajustó un modelo de producción excedente logístico a los

conjuntos de datos simulados. Las simulaciones y los análisis se realizaron sobre una gama de valores derivados de las distribuciones de estimaciones del parámetro de crecimiento de von Bertalanffy  $k$ , para la aguja azul que había sido publicado. Las estimaciones de los elementos de comprobación relacionados con la ordenación diferían, ligeramente, cuando en el ajuste se usaban número en lugar de medidas de abundancia basadas en la biomasa. En opinión de los autores, los ajustes realizados con medidas basadas en la biomasa eran por lo general menos variables, pero las estimaciones de elementos de comprobación no estaban necesariamente más cerca de la realidad. Las estimaciones de la proporción de la biomasa del año terminal en relación con la biomasa en RMS, tendían a ser ligeramente más precisas con índices de abundancia basados en número en lugar de basados en biomasa. Este resultado se debe probablemente a la compensación de los sesgos. A falta de datos concluyentes sobre tasas de crecimiento de los marlines, no se puede cuantificar con precisión la importancia de esta fuente de error. Un mejor conocimiento del crecimiento de estas especies permitiría posiblemente cuantificar con mayor precisión los posibles sesgos resultantes del uso de índices de abundancia basados en números.

El grupo discutió que los índices disponibles para la evaluación en curso, estaban establecidos tanto en biomasa relativa como en escalas numéricas relativas. En el caso de algunas pesquerías, no es posible ni tampoco aconsejable estimar tasas de capturas basadas en biomasa, debido a las características de dichas pesquerías (véase el apartado V.2). Teniendo en cuenta que los resultados del SCRS/00/53 indicaban que las evaluaciones de la condición del stock eran relativamente sólidas ante la aplicación de índices de abundancia basados en números o bien en biomasa, respecto a los escenarios de simulación evaluados, el grupo decidió seguir aplicando tanto los índices basados en biomasa como los basados en números al hacer las evaluaciones de stock.

El grupo decidió aplicar los modelos de producción de no equilibrio con flotas disgregadas y agregadas a la información sobre captura y esfuerzo de la aguja azul y aguja blanca en el conjunto del Atlántico. En las evaluaciones de stock sin asociación de flotas, la información sobre el índice de abundancia (facilitada en documentos presentados en la reunión o bien conseguida en el curso de la misma y documentada en los apéndices del informe) y la información de captura específica de la flota usada en los ajustes del modelo, se presentan en las **Tablas 4 y 5**. En estas tablas se presentan también escenarios alternativos de captura que tienen en cuenta posibles revisiones a los modelos de captura de la caña y carrete de Estados Unidos (SCRS/00/57), para su uso en análisis de sensibilidad (véanse las **Figuras 11 y 12**) a efectos de comparación de los niveles de captura.

## **VII.2. Serie de CPUE compuesta de Partes no contratantes, entidades y entidades pesqueras para su aplicación con los modelos de producción de no equilibrio**

Además de aplicar tasas de captura específicas de la flota para ajustar los modelos de producción, se estableció una serie de CPUE compuesta, representando un esquema medio a lo largo de los esquemas disponibles de tasas de captura considerados por el grupo para su uso. En el curso de las Jornadas de Trabajo, se presentaron y discutieron los siguientes índices de abundancia (índice CPUE) : (1) serie de CPUE de Taipei Chino de 1968 a 1998, estandarizada por los participantes en las Jornadas tras consultar con científicos de Taipei Chino, en tres series temporales independientes, es decir, 1968-1975, 1979-1989 y 1993-1998; (2) series de CPUE estandarizada de caña y carrete de Estados Unidos de 1973 a 1999 (SCRS/00/59, unidades de CPUE en número de peces/100 horas de pesca); (3) series de CPUE estandarizada de la pesquería pelágica de palangre, de 1986 a 1999 (SCRS/00/58, unidades de CPUE en kg de peces/1000 anzuelos); (4) series de CPUE estandarizadas de la pesquería japonesa de palangre de 1959 a finales de 1998 (unidades de CPUE en número de peces por anzuelo); (5) series de CPUE nominal de la pesquería de recreo de caña y carrete de Playa Grande (Venezuela) de 1961 a 1995 (SCRS/00/75, unidades de CPUE en número de peces por salida); (6) CPUE nominal de la pesquera venezolana de red de enmalle de 1991 a finales de 1999 (SCRS/00/74, unidades de CPUE en kg de peces por salida); (7) CPUE estandarizadas de datos de observadores del palangre venezolano de 1991 a finales de 1999, obtenidas en el curso de las Jornadas (**Apéndice 4**, unidades de CPUE en número de peces/100 anzuelos); (8) CPUE nominal de la pesquería de red de enmalle de Côte d'Ivoire de 1988 a finales de 1998 (SCRS/

00/63, unidades de CPUE en kg de peces por salida) (9) series de CPUE nominal de la pesquería brasileña de palangre con base en Santos de 1984 a finales de 1999, que fue evaluada durante las Jornadas (**Apéndice 5**, unidades de CPUE en número de peces/1000 anzuelos).

De las nueve series de CPUE, la correspondiente a Brasil no fue incluida en los análisis debido a discrepancias no resueltas en la captura y en el índice de abundancia, entre la pesquería palangrera con base en Santos y los datos totales brasileños de captura y esfuerzo, que están disponibles en la actual base de datos de ICCAT (véase el **Apéndice 5** para más detalles). El índice de la pesquería venezolana de red de enmalle no se incluyó en el índice compuesto, ya que existía inquietud acerca de las posibles repercusiones de los cambios en la configuración del arte a lo largo del tiempo, que no se han tenido en cuenta en el análisis de estos datos. El índice de la pesquería de recreo de Playa Grande (Venezuela) fue discutido respecto a su posible aplicación, sobre todo a partir de 1990, ya que unas regulaciones establecidas a nivel nacional podrían repercutir sobre la comunicación de datos de marlines en relación con esta serie temporal. El grupo discutió acerca de restringir la serie temporal de Playa Grande y decidió usar la información de esta pesquería correspondiente al período 1961-1995, pero no la información disponible a partir de 1995, debido a la inquietud existente respecto al impacto de las regulaciones sobre la comunicación de datos.

La CPUE compuesta de la serie de CPUE utilizada al hacer el índice compuesto fue estimada utilizando dos enfoques diferentes para graduar los datos. En el primer enfoque, cada serie temporal fue graduada a su propia media antes de realizar un mayor análisis (**Figura 13**). En el segundo, las series temporales fueron graduadas con respecto a la media de cada serie temporal para el período en el que se solaparon conjuntamente, como se hizo en la evaluación de 1996 (**Figura 14**). Dado que no todas las series temporales se solapan conjuntamente, era necesario graduar algunas series a otros periodos de solapamiento. Este enfoque se consideró *ad hoc* y aunque el patrón de la CPUE compuesta resultante fue similar al resultante del primer método, se eligió el primer método ya que se necesitaban menos opciones *ad hoc*. Las **Tablas 6 y 7** muestran el resumen de las series temporales consideradas disponibles. Para el segundo método, se eligieron los años 1993-1998 como periodo de solapamiento para la graduación. Sin embargo, con este método, la serie temporal de CPUE de Taipei chino para 1968-1975 no podría graduarse, y por lo tanto esta serie fue graduada según la serie ya graduada de CPUE de palangre japonés para 1968-1975. Por razones similares, la serie temporal de CPUE de Taipei chino para 1975-1989 se graduó a la media de la CPUE de caña y carrete de Estados Unidos y la serie graduada de CPUE de palangre japonés para esos mismos años. Por último, la serie de CPUE de Playa Grande, Venezuela, se graduó utilizando la CPUE graduada de caña y carrete de Estados Unidos y la de palangre japonés para 1973-1995. Una vez que la serie de CPUE fue graduada, se estimó la serie de CPUE compuesta utilizando un Modelo Lineal Generalizado, asumiendo una distribución de errores lognormales para la serie de CPUE de entrada. La formulación del modelo fue  $\log(\text{CPUE}) = \text{año} + \text{fuente (serie del índice de CPUE)} + \text{error}$ . Los valores de la CPUE compuesta fueron calculados hacia atrás a partir de las medias de mínimos cuadrados (medias marginales) del ajuste del modelo. Según esta formulación, cada observación tenía un valor igual para cada año a lo largo de la serie de CPUE. El Grupo de trabajo sugirió un ajuste alternativo del modelo en el que se incorporara un factor de ponderación. El factor de ponderación era la proporción correspondiente de la captura de cada país/pesquería respecto a la captura total realizada por flotas de las que existe información de la CPUE por año. Se añadió un valor constante de 0,05 a todos los factores de ponderación para evitar la eliminación total de cualquier observación. Se estimaron entonces un total de cuatro series de CPUE compuesta para cada especie de marlines. Las **Tablas 8 y 9** y las **Figuras 15 y 16** muestran los valores de la CPUE compuesta resultantes. Los residuos y los valores pronosticados de CPUE para cada serie de CPUE de entrada se muestran también en la **Figura 17**.

### VII.3. Ajustes del modelo de producción de no-equilibrio

En los análisis de los modelos de producción de no-equilibrio para la aguja blanca y la aguja azul, se utilizaron datos de esfuerzo y captura coherentes con las hipótesis de un sólo stock para todo el Atlántico. El tiempo disponible en el Grupo de trabajo no permitió un análisis detallado de otras hipótesis de stock.

### VII.3.A. Aguja azul

Para los análisis de las hipótesis de un stock de aguja azul para el todo el Atlántico, se llevaron a cabo tanto análisis de la flota disgregada como de la flota agregada utilizando una serie temporal de CPUE compuesta. Se realizaron dos series de análisis utilizando las mismas entradas pero diferentes programas informáticos. A continuación se describen los métodos y resultados de cada aplicación. Las aplicaciones del modelo de producción de no-equilibrio se llevaron a cabo con el programa FISHLAB (Dr. L.Kell, CEFAS, comunicación personal) y con el programa ASPIC (Prager, 1994 y Prager 1995).

#### VII.3.A.1. Análisis del modelo de producción de no-equilibrio de la aguja azul utilizando ASPIC

Dos formulaciones del modelo de producción de no-equilibrio se ajustaron a la captura de la flota disgregada y la CPUE utilizando ASPIC (versión 4.07). Tanto el modelo de producción de Fox (rendimiento exponencial) como el logístico (Schaefer) fueron formulaciones de no equilibrio continuas en el tiempo. El ajuste fue condicionado al rendimiento y la suma de los cuadrados (SSE) fue calculada en la escala logarítmica. El programa para implementar el ajuste fue ASPIC versión 4.07 (disponible en la Secretaría). Se utilizaron datos de captura desde 1956 hasta 1999. Los datos de CPUE de la flota disgregada (**Tabla 6**) de 1956-1999 fueron utilizados en el análisis. Se aplicó la limitación  $B_1 = K$ . Se realizó un ajuste paso a paso (**Tabla 10**), comenzando por el índice de CPUE más largo, luego el siguiente más largo y así sucesivamente. Se eliminaron las series sólo cuando se relacionaban de forma negativa con más de la mitad de los demás índices. El estado del stock se definió por  $B./B_{RMS}$  (biomasa relativa del stock al comienzo de 2000) y  $F./F_{RMS}$  (tasa relativa de mortalidad por pesca durante 1999).

Los resultados del ajuste paso a paso en términos de las estimaciones de RMS,  $F./F_{RMS}$ , y  $B./B_{RMS}$  se muestran en las **Figuras 18** y **19** y se resumen en la **Tabla 8** como Run Step 7.

El programa ASPIC se utilizó también para ajustar la captura del total del Atlántico y una serie de CPUE compuesta, para estimar el estado del stock y los niveles de productividad de la aguja azul. Al igual que antes, se aplicaron los modelos de producción de Fox (rendimiento exponencial) y logístico (Schaefer). Ambos modelos fueron formulaciones de no equilibrio continuas en el tiempo. El ajuste fue condicionado al rendimiento y la suma de los cuadrados (SSE) fue calculada en la escala logarítmica. La implementación se realizó con ASPIC versión 4.07. Se utilizaron datos de captura desde 1956 hasta 1999 y los datos de la CPUE compuesta desde 1959 hasta 1999 (**Tabla 8**). Se aplicó la limitación  $B_1 = K$  a ambos modelos. Como recomendó el Grupo de trabajo, se utilizó un único índice compuesto de CPUE. El estado del stock fue definido por  $B./B_{RMS}$  (biomasa relativa del stock al comienzo de 2000) y  $F./F_{RMS}$  (tasa relativa de mortalidad por pesca durante 1999). Estos resultados se muestran en la **Figura 20** y la **Tabla 11** y se resumen en la **Tabla 18** como Runs Run 1 y Run 2. Además, se realizaron análisis retrospectivos mediante (a) un ajuste sin los últimos 4 años de datos y (b) un ajuste sin los últimos 4 años de CPUE pero utilizando la captura para estos años. Estas evaluaciones proporcionan la base para analizar el efecto de observaciones adicionales para la evaluación del estado del stock en comparación con la información disponible en 1996, cuando se llevó a cabo la anterior evaluación. Las trayectorias temporales de la biomasa relativa y la mortalidad por pesca relativa en los análisis retrospectivos se muestran en la **Figura 21** y las **Tablas 12-15** y se resumen en la **Tabla 18** como Runs Retro 1, Retro 2, Retro 3 y Retro 4. Estas evaluaciones indican que si la evaluación de 1996 se hubiera realizado con los datos disponibles en 2000 y bajo similares formulaciones de modelos, la evaluación no habría sido muy diferente. El hecho de que la actual evaluación, mediante una estructura de modelos similar pero con información más reciente sobre captura y esfuerzo, indique que el nivel de productividad del stock es menor, es una consecuencia de la inclusión de información reciente sobre captura y esfuerzo en la evaluación.

El Grupo de trabajo acordó definir la incertidumbre en las estimaciones del estado del stock y la productividad en la evaluación mediante un procedimiento de *bootstrapping* aplicado al ajuste de la formulación logística del modelo a la serie de CPUE compuesta. Esta formulación del modelo es similar en estructura a la aplicada en la evaluación de 1996. El *bootstrap* dio como resultado los patrones de la

biomasa relativa y la tasa relativa de mortalidad por pesca estimadas que aparecen en las **Figuras 22 y 23, Tabla 11**. La mediana de las estimaciones del RMS con el sesgo corregido (ver Prager 1994, 1995) estimada a partir del procedimiento de *bootstrap* fue de 1.900 t (960-2.400 t, aproximadamente el 80% CI), mientras que la mediana de las estimaciones de  $B_{2000}/B_{RMS}$  con el sesgo corregido fue estimada en 0,39 (0,24-0,56, aproximadamente el 80% CI) y la mediana de las estimaciones de  $F_{1999}/F_{RMS}$  con el sesgo corregido fue estimada en 3,9 (2,5-6,0, aproximadamente el 80% CI). Los resultados de esta evaluación se resumen en la **Tabla 18** como Run 1.

Además, los resultados del *bootstrap* llevado a cabo para la aguja azul muestran incertidumbre en las distribuciones de las estimaciones de  $r$ ,  $K$  y  $RMS$  (**Figuras 24 y 25**). Debe advertirse en la **Figura 24** que la distribución conjunta de  $r$  y  $K$  presenta la típica respuesta en “forma de plátano” y que la franja relativa entre cuartiles para  $r$  fue del 60%. Las franjas entre cuartiles para  $K$  y  $RMS$  fueron del 35,6% y del 25% respectivamente. Estas cifras indican la correlación típica que presentan las estimaciones de  $r$  y  $K$  a partir de modelos de producción, la precisión relativa de  $r$  que se produce, y que la precisión relativa en las estimaciones de  $RMS$  es típicamente mayor que la precisión relativa en las estimaciones de  $r$  o  $K$ .

### VII.3.A.2. Análisis del modelo dinámico de la biomasa de la aguja azul con flota disgregada con FISHLAB

El programa FISHLAB se utilizó también para ajustar un modelo de producción dinámico de la biomasa. La formulación del modelo es la misma que la de Punt y Hilborn (1996). En el ajuste de los datos se utilizaron las siguientes opciones. Los índices de CPUE fueron logarítmicamente transformados, se asumió el modelo logístico, se asumió que la biomasa en 1950 era menor o igual que la capacidad de transporte,  $K$ , y se consideró que todas las series de CPUE tenían iguales ponderaciones en la estimación de la probabilidad. Se obtuvo una solución utilizando todos los índices y las estimaciones de parámetros se encuentran en la **Tabla 16**. Estos resultados aparecen también resumidos en la **Tabla 18** como Run FL 0.

El ajuste del modelo a los diferentes índices de CPUE presentó problemas, incluyendo la incapacidad para explicar la caída de la CPUE en las series de la flota japonesa de palangre durante finales de los 50 y los 60, y las tendencias residuales para algunos de los demás índices (**Figura 26**). Los resultados obtenidos son coherentes con los resultados del *bootstrap* y del ajuste paso a paso procedentes de las formulaciones de ASPIC descritas anteriormente. La tendencia de la biomasa, partiendo de este resultado, sugiere que en los 70 y los 80 el stock se encontraba cercano a la  $B_{RMS}$  pero ha descendido por debajo de este nivel en los 90 (**Figura 27**).

El programa FISHLAB se aplicó también a la serie temporal única de la tasa de captura compuesta y a la captura total del Atlántico para la aguja azul. Los resultados de esta aplicación se muestran en la **Tabla 17** y se resumen en la **Tabla 18** como Run FL1. Los resultados del modelo presentado más abajo sugieren que se ha producido una reducción del stock, con una biomasa actual al 42% del nivel de  $B_{RMS}$ . El índice de CPUE pronosticado, sin embargo, no se ajusta bien a la CPUE observada, y los residuos muestran patrones temporales (**Figura 28**). El modelo pronostica que la biomasa cayó por debajo de  $B_{RMS}$  desde 1990 y no se ha recuperado desde entonces (**Figura 29**).

### VII.3.A.3. Modelo dinámico de biomasa Deriso-Schnute.

Se realizó una breve presentación de los resultados de ajustar un modelo dinámico de biomasa Deriso-Schnute (Quinn y Deriso, 1999) a la aguja azul utilizando la captura total y la serie de CPUE estandarizada ponderada por captura desarrolladas por el Grupo de trabajo, con  $B = K$  en los dos primeros años, un coeficiente de crecimiento Brody del 0,965 y tasas de mortalidad natural en la franja de 0,05 B 0,30 (ver sección IV). Para las tasas de mortalidad natural anual en la parte superior de la franja, las tendencias en  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$  fueron bastante consecuentes con las obtenidas a partir de los procedimientos de ajuste ASPIC y FISHLAB, con estimaciones a principios de 2000 de  $B/B_{RMS} \sim 0,46$  y  $F/F_{RMS} \sim 2,2$ . Estos resultados se muestran en las **Figuras 30 y 31**. Los resultados de esta evaluación se presentan como Run DD en la **Tabla 18**.

#### VII.3.A.4 Valoración de la sensibilidad de la evaluación de la aguja azul

Se llevaron a cabo varias evaluaciones de sensibilidad (**Tabla 18**). El propósito de estas sensibilidades era permitir al Grupo de trabajo identificar actividades de investigación y recopilación de datos potencialmente fructíferas que proporcionen una base para mejorar el asesoramiento científico a la Comisión. Las sensibilidades no son consideradas evaluaciones superiores del estado actual del stock en comparación con las evaluaciones de base realizadas. Las pruebas de sensibilidad no son exhaustivas, pero las que se realizan proporcionan una guía con respecto a cómo enfocar las futuras investigaciones destinadas a desarrollar bases de información que podrían reducir las incertidumbres en futuras evaluaciones. Además de la evaluación de base y las evaluaciones de sensibilidad, que tienen como fin modelar la formulación y el grado de agregación de los datos de captura y esfuerzo descritos anteriormente, las pruebas de sensibilidad adicionales incluyen: restricción del análisis de las series temporales de captura y esfuerzo a un periodo que comienza a partir de 1986, fecha de inicio del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines; modelar la captura y el esfuerzo como dos periodos distintos, 1959-1973 y 1974-1999; aplicación de una serie de CPUE japonesa de palangre alternativa tal y como se propuso en el documento SCRS/00/81, y evaluaciones alternativas de series temporales de captura.

Además de las evaluaciones documentadas anteriormente, se evaluaron las sensibilidades para casos que utilizaron únicamente datos desde 1986 hasta 1999 (14 años de los 44 disponibles). Por lo tanto, estos ensayos de sensibilidad ignoran los años que registran las tasas de captura más elevadas y también la mayoría de los datos sobre el stock. Este periodo corresponde al inicio del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines. Cuando el modelo se ajusta únicamente a estos datos recientes, el estado del stock parece ser mejor que cuando se utilizan todos los datos. Los resultados de esta prueba de sensibilidad, que proceden de la aplicación del programa ASPIC se muestran en las **Figuras 32** y en la **Tabla 19**. Estos resultados de ASPIC (que aparecen como Run Sens 1 en la **Tabla 18**) fueron confirmados con la aplicación del programa FISHLAB del modelo logístico (ver **Figura 33** y **Tabla 20**), que aparece en la **Tabla 18** como Run Sens 1 FL.

Se realizaron también sensibilidades que evaluaron el efecto de dividir los flujos de datos en dos segmentos, 1956-1973 y 1974-1999, estimando un coeficiente de capturabilidad distinto para cada segmento. Esto permitiría tener en cuenta los cambios en las operaciones de pesca o equivalentes, debidos a otras causas. La elección del punto específico de separación (1973/1974) fue arbitraria. Los resultados de esta prueba de sensibilidad se muestran en la **Figura 34** y en la **Tabla 21**. Estos resultados de ASPIC (denominados Run Sens 2 en la **Tabla 18**) se confirmaron con la aplicación del programa FISHLAB del modelo logístico (ver **Figura 35** y **Tabla 22**), y aparecen en la **Tabla 18** como Run Sens 2 FL.

Otra evaluación de sensibilidad utilizó una serie alternativa de CPUE de palangre japonés tal y como se describe en el documento SCRS/00/81, que aplica una metodología descrita por Hinton y Nakano (1996). En este caso, sólo se utilizaron la CPUE alternativa de palangre de Japón y la captura total desde 1956 hasta la actualidad (es decir, no se consideraron los patrones de CPUE de otras pesquerías, aunque se consideró la captura total). Para la aguja azul, las bajas CPUEs pronosticadas por el método de Hinton y Nakano (1996) para 1959-1961 fueron eliminadas de los análisis porque al incluir estos datos, el modelo de producción únicamente podía ajustar el súbito incremento de CPUEs desde 1959 hasta 1961, y no el patrón después de 1961. La formulación logística del modelo de producción se aplicó mediante ASPIC versión 3.82, que no aplicaba ninguna otra limitación al ajuste del modelo. Para esta aplicación del modelo, la  $r$  se estimó en 0,46, un valor superior al estimado en el modelo base. Como la tendencia en el índice de CPUE estimado según el método Hinton y Nakano (1996) muestra un aumento general en el periodo reciente en comparación con el periodo inicial, el modelo estima que el tamaño actual del stock es cercano a niveles de RMS. Los resultados de esta prueba de sensibilidad se muestran en la **Figura 36** y en la **Tabla 23**. Estos resultados de ASPIC aparecen como Run Sens 3 en la **Tabla 18**.

Evaluaciones adicionales de sensibilidad examinaron algunos historiales alternativos de captura. El Grupo de trabajo consideró la posibilidad de que las capturas de aguja azul hayan sido subestimadas



durante parte de la serie temporal, y que este hecho pueda haber tenido algún efecto en los resultados de la modelación. El Grupo de trabajo concluyó que los datos de desembarques eran probablemente más precisos durante los primeros años de la pesquería y en años más recientes, desde que en 1986 se inició el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines. Para probar la sensibilidad de los resultados del caso base a las capturas subestimadas durante las franjas intermedias de las series temporales, el Grupo de trabajo aplicó el método del documento SCRS/00/52 para ajustar el modelo logístico de producción excedente a las series temporales históricas en las que faltan datos de captura para uno o dos periodos temporales en la pesquería. El método del documento SCRS/00/52 requiere una serie temporal de información sobre esfuerzo para estimar los datos de captura que faltan. Se generó una serie temporal de esfuerzo estandarizado dividiendo la captura anual combinada de aguja azul por la CPUE estandarizada anual no ponderada (**Figura 37**). La dispersión de los datos respalda la idea de que los índices de comunicación han mejorado durante varios años después del inicio del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines en 1986, y sugiere que los desembarques podrían haber sido sub-comunicados durante 1966-1972 y durante 1978-1989. Para probar el impacto de esta hipótesis en los resultados de la evaluación para el caso base, el Grupo de trabajo estimó el esfuerzo estandarizado de pesca para los años sospechosos haciendo una regresión del esfuerzo estandarizado sobre el año utilizando datos de 1963-1965, 1973-1977, y 1989-1999. La ecuación de regresión resultante (esfuerzo estandarizado = - 104682 + 55,0805\*Año; 17 grados de libertad; p = 0,0028) se ha utilizado para predecir el esfuerzo estandarizado a partir del año para los dos periodos 1966-1972 y 1978-1989 (**Figura 37**) Los datos se muestran en la **Tabla 24**.

El modelo logístico de producción excedente se ajustó entonces utilizando el método del documento SCRS/00/52 a los conjuntos de datos resultantes asumiendo que (1) no faltan datos de captura (Fit 0, ver también **Figura 38**, resumida como Run Miss 0 en la **Tabla 18**); (2) faltaban datos de captura para 1966-1972 (Fit 1, ver también la **Figura 39**, resumida en la **Tabla 18** como Run Miss 1) y (3) faltaban datos de captura para 1966-1972 y para 1978-1989 (Fit 2, ver también **Figura 40**, resumida en la **Tabla 18** como Run Miss 2). En cada uno de los ajustes se empleó el término de penalización para  $B_1 > K$ . El efecto de asumir la poca comunicación es el deterioro progresivamente anterior de las estimaciones del estado del stock para los análisis que asumen la falta de datos para 1966-1972 (Fit 1, **Figura 39**); y para 1966-1972 y 1978-1989 (Fit 2, **Figura 40**) en comparación con el ajuste que asume que todos los datos han sido comunicados proporcionalmente. Las predicciones de captura a partir de los ajustes del modelo para los periodos del Fit 1 y el Fit 2 en el que la captura se estimó a partir del esfuerzo, se proporcionan en los archivos de salida ASPIC correspondientes (**Tabla 25**).

#### *VII.3.A.5. Resumen de las Evaluaciones del estado del stock de aguja azul y Perspectivas del stock*

La evaluación previa de la aguja azul del Atlántico se realizó en 1996. Los resultados generales de este análisis indicaron que a mediados de los 90, la biomasa estaba aproximadamente a un 25% de  $B_{RMS}$ , que la mortalidad por pesca era cerca de 3 veces  $F_{RMS}$ , y que ha existido sobrepesca durante unas tres décadas. El RMS se estimó en cerca de 4.500 t.

Este año se ha llevado a cabo una nueva evaluación utilizando métodos similares a los de la anterior, pero con conjuntos de datos revisados en profundidad en respuesta a las preocupaciones surgidas desde la evaluación de 1996. La nueva evaluación es ligeramente más optimista; sugiere que el stock del total del Atlántico está aproximadamente al 40% de  $B_{RMS}$  y que la sobrepesca ha tenido lugar en los últimos 10-15 años. Pero esta evaluación sugiere también un stock menos productivo que en la estimación anterior, con un RMS de aproximadamente 2.000 t, y una mortalidad por pesca actual unas 4 veces mayor que  $F_{RMS}$ .

Para la evaluación, el Grupo de trabajo consideró una gama de modelos y conjuntos de datos, incluyendo casos en los que gran parte de los datos históricos fueron descartados o subponderados. Algunos de estos análisis de sensibilidad proporcionaron resultados más optimistas que los comunicados más arriba, con una estimación de la pesquería y el stock cercana a los niveles de RMS, mientras que

otros análisis arrojaron resultados más pesimistas. El Grupo de trabajo advirtió que los datos de captura histórica y de esfuerzo pesquero efectivo deben ser validados y que debe llevarse a cabo una investigación sobre este tema antes de que puedan reducirse tales incertidumbres.

Los desembarques estimados de aguja azul descendieron en 1999 en un 28% respecto al nivel de 1996, en conformidad con una recomendación de la Comisión. Dado que la nueva evaluación estima que sigue produciéndose sobrepesca y que la productividad (RMS y capacidad del stock para recuperarse) es menor que la estimada previamente, se cree que los desembarques de la magnitud contemplada en la Recomendación de la Comisión de 1996 continuarán produciendo sobrepesca del stock más allá del RMS.

### *VII.3.B. Aguja blanca*

Para los análisis de la hipótesis de un stock de aguja blanca para todo el Atlántico, se llevaron a cabo tanto análisis de la flota disgregada como de la flota agregada. A continuación se describen los métodos y resultados de cada aplicación. Se llevaron a cabo aplicaciones del modelo de producción de no equilibrio con los programas FISHLAB y ASPIC (Prager 1994, Prager 1995). Una formulación del modelo de producción de no equilibrio se ajustó a la captura y la CPUE de la flota agregada utilizando el programa ASPIC (versión 4.07). El programa FISHLAB se utilizó para ajustar la captura y la CPUE de la flota disgregada para la aguja blanca. Debido a limitaciones de tiempo sólo se ajustaron los modelos logísticos de producción (Schaefer). Los modelos fueron formulaciones de no equilibrio continuas en el tiempo. El ajuste fue condicionado al rendimiento y la suma de los cuadrados (SSE) se calculó a escala logarítmica. Se utilizaron datos de captura desde 1956 hasta 1999. Se utilizó una única serie de CPUE compuesta (**Tabla 8**). Se aplicó la limitación  $B_1 = K$ . El estado del stock se definió por  $B./B_{RMS}$  (biomasa relativa del stock a comienzos de 2000) y  $F./F_{RMS}$  (tasa relativa de mortalidad por pesca durante el año 1999).

#### *VII.3.B.1. Resultados de FISHLAB para la aguja blanca*

##### *Índice combinado único*

Los resultados del modelo que se muestran más abajo sugieren que se ha producido una grave reducción del stock, con una biomasa actual del 13% del nivel de  $B_{RMS}$  (**Tabla 26**). Estos resultados se muestran también en la **Tabla 28** como Run FL 1.

Sin embargo, el índice pronosticado de CPUE no se ajusta bien a la CPUE observada, y los residuos muestran fuertes patrones temporales (**Fig 41**). El modelo pronostica que la biomasa cayó por debajo de  $B_{RMS}$  desde 1970 y no se ha recuperado desde entonces.

##### *Índices y capturas específicos de la flota*

Se obtuvo una solución utilizando todos los índices excepto el índice de Côte d'Ivoire, porque el número de observaciones para este índice ( $n = 4$ ) era demasiado pequeño y no podía ser considerado por el algoritmo. Las estimaciones de parámetros se encuentran un poco más adelante, en la **Tabla 27**. Estos resultados se muestran también en la **Tabla 28** como Run FL 0.

El ajuste del modelo a los diferentes índices de CPUE presentó problemas, incluyendo la incapacidad para explicar el gran aumento y caída de la CPUE en las series de la flota japonesa de palangre durante finales de los 50 y los 60, y las tendencias residuales para algunos de los demás índices (**Figura 42**). La tendencia de la biomasa sugiere que desde mediados de los 70 el stock ha estado por debajo de  $B_{RMS}$  (**Figura 43**). Sólo se comunican las estimaciones puntuales. Debería utilizarse *bootstrap* para proporcionar una perspectiva amplia de la incertidumbre asociada con estas estimaciones.

### VII.3.B.2. Resultados de ASPIC para la aguja blanca.

Se ajustó un modelo logístico de producción excedente de no equilibrio al índice combinado de CPUE y la captura total de la aguja blanca. En este caso fue posible obtener estimaciones, utilizando como criterio sólido de ajuste la mediana menor de los cuadrados (LMS) en lugar de los cuadrados menores. El método LMS es sólido ante una contaminación de datos del 50%. Una afirmación equivalente es que en el ajuste pueden ignorarse hasta la mitad de los residuos. En este caso (**Figura 44**), el modelo ajustado ignora en gran parte el agudo aumento en la CPUE cerca del comienzo de la serie. Estos resultados se muestran en la **Tabla 28** como Run Run 1.

### VII.3.B.3 Análisis de sensibilidad de la aguja blanca

También se llevaron a cabo diversas evaluaciones de sensibilidad para la aguja blanca (**Tabla 28**). Al igual que para la aguja azul, el propósito de estas sensibilidades era permitir al Grupo de trabajo la identificación de actividades de investigación y recopilación de datos potencialmente fructíferas que proporcionen una base para mejorar el asesoramiento científico a la Comisión. Las sensibilidades no son consideradas evaluaciones superiores del estado actual del stock en comparación con las evaluaciones de base realizadas. Las pruebas de sensibilidad no son exhaustivas, pero las que se realizan proporcionan una guía respecto a cómo enfocar las futuras investigaciones destinadas a desarrollar bases de información que podrían reducir las incertidumbres en futuras evaluaciones. Las pruebas de sensibilidad incluyeron: (1) restringir el análisis de las series temporales de captura y esfuerzo a un periodo que comienza a partir de 1986, fecha de inicio del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines; (2) modelar la captura y el esfuerzo como dos periodos distintos, 1959-1973 y 1974-1999, y (3) la aplicación de una serie alternativa de CPUE de palangre de Japón tal y como se propuso en el documento SCRS/00/81.

Se realizó una evaluación de sensibilidad que utilizaba únicamente datos desde 1986 hasta 1999 (14 años de los 44 disponibles) (Run Sens 1 FL en la **Tabla 28**). Por lo tanto, este ensayo de sensibilidad ignora los años que registran la captura y tasas de captura más elevadas y también la mayoría de los datos sobre el stock. Este periodo corresponde al inicio del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines. Cuando el modelo se ajusta únicamente a estos datos recientes, el estado del stock parece ser mejor que cuando se utilizan todos los datos. Los resultados de esta prueba de sensibilidad se muestran en la **Figura 45** y en la **Tabla 29**.

Se realizó también una evaluación de sensibilidad que dividió los flujos de datos en dos segmentos, 1956-1973 y 1974-1999, estimando un coeficiente de capturabilidad distinto para cada segmento (Run Sens 2 FL en la **Tabla 28**). Esto permitiría tener en cuenta los cambios en las operaciones de pesca o equivalentes, debidos a otras causas. La elección del punto específico de separación (1973/1974) fue arbitraria. Esta prueba se llevó a cabo con la aplicación del programa FISHLAB del modelo logístico (ver **Figura 46** y **Tabla 30**).

Además se evaluó una sensibilidad en la que, para la aguja blanca, se utilizó una CPUE alternativa para los palangreros japoneses estandarizada por el método Hinton y Nakano (1996) utilizando datos de captura por esfuerzo desde 1959 hasta 1998 y aplicando un modelo de hábitat de la aguja azul desarrollado a partir de observaciones en el Océano Pacífico. En este caso, sólo se utilizaron la CPUE alternativa de la flota japonesa de palangre y la captura total desde 1956 hasta el presente (es decir, no se consideraron patrones de CPUE de otras pesquerías aunque se consideró la captura total). Para esta sensibilidad se aplicó la limitación  $B_1 = K$ . El estado del stock se definió por  $B/B_{RMS}$  y  $F/F_{RMS}$ . La formulación logística del modelo de producción se aplicó mediante ASPIC versión 3.82. En esta aplicación el valor estimado de  $r$  fue de 0,50 para la aguja blanca, una cifra superior que la estimada en el caso base. En el caso de la aguja blanca, este modelo indica que el estado del stock en 2000 estaba muy por debajo del nivel de RMS ( $B$ -ratio = 4,9E-05, ver **Figura 47**). Estos resultados se resumen en la **Tabla 28** como Run Sens 3.

#### VII.3.B.4 Resumen de las evaluaciones sobre el estado del stock de aguja blanca y perspectivas

La anterior evaluación de la aguja blanca del Atlántico se llevó a cabo en 1996. Los resultados generales de este análisis indicaron que a mediados de los 90 la biomasa era aproximadamente el 20% de  $B_{RMS}$ , que la mortalidad por pesca era unas dos veces  $F_{RMS}$ , y que se había producido sobrepesca durante tres décadas. El RMS fue estimado en aproximadamente 2.200 t.

Este año se ha llevado a cabo una nueva evaluación utilizando métodos similares a los de la anterior evaluación, pero con conjuntos de datos revisados en profundidad en respuesta a las preocupaciones surgidas desde la evaluación de 1996. La nueva evaluación es más pesimista; sugiere que el stock total del Atlántico es menor que el 15% de  $B_{RMS}$ , que la sobrepesca ha tenido lugar durante tres décadas y que el stock es menos productivo que en la estimación anterior, con un RMS menor de 1.300 t. Se estima que la actual mortalidad por pesca es 7 veces mayor que  $F_{RMS}$  o incluso superior.

Para la evaluación, el Grupo de trabajo consideró algunos modelos y conjuntos de datos alternativos, incluyendo casos en los que gran parte de los datos históricos fueron descartados o subponderados. Uno de estos análisis de sensibilidad proporcionó resultados más optimistas que los comunicados más arriba, con una estimación del stock cercano a  $B_{RMS}$ , y la mortalidad por pesca estimada por debajo de  $F_{RMS}$ , mientras que el resto de los análisis arrojaron resultados aún más pesimistas. El Grupo de trabajo advirtió que los datos de captura histórica y de esfuerzo pesquero efectivo deben ser validados antes de que puedan reducirse tales incertidumbres.

Los desembarques de aguja blanca descendieron en 1999 en un 44% respecto al nivel de 1996, en conformidad con una recomendación de la Comisión. Dado que la nueva evaluación estima que sigue produciéndose sobrepesca, que la productividad es menor que la estimada previamente, y que el stock está muy por debajo del nivel de  $B_{RMS}$ , se cree que los desembarques de la magnitud contemplada en la Recomendación de la Comisión de 1996 continuarán produciendo una sobrepesca del stock.

### VIII. EFECTO DE LAS REGULACIONES ACTUALES SOBRE LOS STOCKS

La Reunión de la Comisión ICCAT de 1997 recomendó “*que todas las Partes Contratantes y Partes no Contratantes, entidades o entidades pesqueras (1) Reduzcan, comenzando en 1998, los desembarques de aguja azul y aguja blanca en, por lo menos, un 25% para cada especie en relación a los desembarques de 1996, debiendo alcanzarse tal reducción a finales de 1999*”. Y añadía, “*que las disposiciones del Apartado 1 no serán de aplicación a las pesquerías artesanales a pequeña escala, es decir, pequeñas pesquerías con fines de subsistencia, incluyendo la venta en mercados locales*”. (Recomendación ICCAT 97/9).

El documento SCRS/00/55 evaluaba los efectos de las recientes medidas de ordenación en Estados Unidos, cuantificando los desembarques estadounidenses de marlines a partir del Estudio sobre la Pesca Deportiva de Marlines en 1999 respecto a 1996. En respuesta al aumento de las regulaciones nacionales de talla mínima, los desembarques de aguja blanca descendieron, tanto en número como en peso, en más del 25%, el nivel objetivo recomendado por el SCRS en la Reunión de la Comisión de 1997. La recomendación no es clara respecto a si el progreso de esta reducción debe medirse en número de peces o en peso. Aunque el número de agujas azules desembarcadas por la pesquería deportiva de Estados Unidos descendió en un 15%, en 1999 hubo un aumento respecto a 1996 de 0,4 t (1,2%) en el peso estimado de los desembarques, como resultado de los requisitos, recientemente implementados, de comunicación de las capturas en los torneos.

Dos Partes Contratantes de ICCAT (Estados Unidos y Venezuela) y dos Partes no Contratantes (México y Santa Lucía) habían establecido previamente regulaciones nacionales para las pesquerías deportivas y comerciales que pescan aguja azul, con el fin de reducir la mortalidad. Estados Unidos realizó cambios en sus regulaciones existentes para la pesquería deportiva de marlines (aguja azul, aguja blanca y pez

vela) en 1998, aumentando las regulaciones de talla mínima e implementando un registro obligatorio de torneos de marlines con el objetivo de mejorar el seguimiento de esta pesquería. Venezuela también realizó cambios en sus regulaciones de 1990, que afectaban a los desembarques y capturas fortuitas de marlines. En febrero de 2000 entraron en vigor nuevas regulaciones nacionales, incluyendo la liberación obligatoria de todos los marlines capturados vivos por la flota pesquera industrial de Venezuela y se establecieron tallas mínimas a nivel nacional para la aguja blanca y la aguja azul.

El documento SCRS/00/83 afirmaba que, debido al traslado del esfuerzo pesquero japonés de palangre del Atlántico SE al Atlántico NE, los desembarques estimados de aguja azul en 1998 procedentes de la flota japonesa fueron el 66% de los niveles en peso de 1996. Los desembarques estimados de aguja blanca en 1998 fueron el 47% de los desembarques estimados en 1996 (en peso).

El Grupo de trabajo estimó los desembarques de aguja azul y aguja blanca para el Océano Atlántico (**Tabla 31**). En 1999, los desembarques totales estimados de aguja azul para el Océano Atlántico fueron 3.316 t, lo que supone un descenso del 28% respecto a 1996. Los desembarques de aguja blanca en el Atlántico en 1999 se estimaron en 908 t, lo que supone una reducción del 44% respecto 1996. Tanto los desembarques de Superficie como Otros incluyen los desembarques de la pesquería venezolana de redes de enmalle. Aunque la recomendación de la Comisión excluía las pesquerías artesanales de la reducción recomendada, el Grupo no se encuentra en posición de definir qué pesquerías son artesanales.

## **IX. NECESIDADES FUTURAS DE INVESTIGACIÓN Y RECOMENDACIONES**

### **IX.1 Estadísticas**

En lo referente a estadísticas, el Grupo de trabajo recomendó:

1. Los científicos de todas las naciones pesqueras deben comunicar al SCRS lo siguiente:
  - a Documentación sobre el/los principales métodos de obtención de los datos de captura y esfuerzo.
  - b Documentación sobre el/los principales métodos utilizados para obtener estimaciones estandarizadas del esfuerzo pesquero.
  - c Si se han utilizado otros métodos distintos de los métodos principales para desarrollar cualquiera de estos datos, debe facilitarse también la documentación sobre estos métodos y los periodos temporales de su aplicación.

Todos los datos comunicados (incluyendo sin limitación: captura total por especies, esfuerzo nominal y estandarizado y CPUE) deben incluir una estimación de su fiabilidad (es decir, las estimaciones de errores estándar o estimaciones de la magnitud de posibles errores y una justificación que los respalde) para los valores anuales.

2. El SCRS estudia nuevas series de estimaciones de datos presentadas en su reunión (por ejemplo, la pesquería de piraguas de Côte d'Ivoire) y si las considera justificadas, las adopta para la base de la Tarea I. Los científicos nacionales que presentaron estas nuevas series, diferentes de los datos históricos pasados, deben investigar más las diferencias (por ejemplo, las redes de enmalle de Venezuela) y si es necesario, presentar una solicitud formal para modificar la base de datos de la Tarea I, con una justificación.

3. Las capturas históricas de los barcos de cerco y de palangre de la UE serán revisadas de forma crítica y en la medida de lo posible, los datos revisados se presentarán al SCRS.

4. Respecto a la falta de series de CPUE para las pesquerías brasileñas (excepto para la flota con base en Santos) y considerando la importancia de estas pesquerías, los científicos brasileños deberán desarrollar series estandarizadas de CPUE para estas pesquerías.

## **IX.2. Investigación**

Respecto a la evaluación, el Grupo de trabajo recomendó que se lleven a cabo análisis detallados adicionales de los datos disponibles y que se exploren metodologías alternativas de evaluación que hagan uso de toda la información disponible (especialmente frecuencias de tallas, datos ambientales y revisión de la CPUE disponible) para su aplicación a los marlines. En general, el Grupo de trabajo recomendó que el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines continúe y sea ampliado. A continuación se detallan las recomendaciones específicas que el Grupo de trabajo presentó al SCRS para su consideración:

1. Existe información limitada sobre la biología básica y la ecología de los marlines. Debe acelerarse el esfuerzo para mejorar las estimaciones de crecimiento (utilizando métodos validados de determinación de la edad), madurez, fecundidad, ecología trófica y temporada y zona de desove para cada especie de marlines.

2. Iniciar investigaciones para desarrollar los datos necesarios para modelar la eficacia específica por especies de los anzuelos de palangre desplegados según configuraciones de arte representativas, en presencia de variabilidad ambiental e hidrográfica. Esto debería incluir el examen de los datos de CPUE existentes para desarrollar y evaluar las hipótesis sobre el hábitat de los marlines para su utilización en la estandarización de los índices.

3. Iniciar investigaciones para recabar información para definir el hábitat de los marlines, como por ejemplo profundidad, temperatura, oxígeno disuelto, y otros parámetros oceanográficos y biológicos. Mediante la información obtenida a través de estos estudios, podría construirse la relación cuantitativa entre la distribución de los marlines (horizontal y vertical) y las variables ambientales.

4. Deben continuar los estudios de simulación para investigar la idoneidad de la estandarización de la CPUE, especialmente para situaciones en las que los datos no están equilibrados o tienen una elevada proporción de captura-cero para los marlines.

5. Continuar los estudios para evaluar la supervivencia post-liberación de los marlines capturados y liberados por las pesquerías comerciales y deportivas. El Grupo de trabajo recomienda intensamente la continuación de este tipo de investigación utilizando tecnología vía satélite y otras tecnologías apropiadas.

6. Deben acelerarse las actividades convencionales de marcado de los marlines, especialmente de aquellos que continúan vivos al acercarlos a los barcos. La Resolución adoptada por la Comisión en 1997 respecto al marcado convencional de los marlines debe implementarse y deben continuar los esfuerzos para promover la comunicación de las recuperaciones de marcas e información biológica asociada (por ejemplo, la red ICCAT de recuperación de marcas).

Dadas las recomendaciones anteriores, el Grupo de trabajo consideró que la continuación del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines es esencial, ya que este programa ha sido responsable de muchas de las mejoras ocurridas en la investigación sobre marlines a nivel atlántico, y recomienda a la Comisión que continúe apoyando este programa.

## **XI. OTROS ASUNTOS**

No se trataron otros asuntos.

## **XII. ADOPCIÓN DEL INFORME DEL GRUPO DE TRABAJO**

El Grupo de trabajo revisó todo el borrador del informe y lo adoptó tras realizar algunas modificaciones.

Durante la adopción del informe, el Grupo de trabajo fue informado de que *The Billfish Foundation* había donado los fondos necesarios para la publicación del informe en formato de tapas duras. El Grupo de trabajo expresó su agradecimiento por la oferta y al mismo tiempo expresó su deseo de que el Informe del Grupo de Trabajo esté disponible también en formato electrónico (CD-Rom o en la página web de ICCAT). El Grupo recomendó que la Secretaría se hiciera cargo de ambas tareas. Se solicitó a los autores que presentaron documentos que facilitaran los mismos en el formato sugerido por ICCAT, lo que serviría de ayuda para acelerar el proceso de publicación.

## **XII. BORRADOR DEL RESUMEN EJECUTIVO DEL INFORME DEL SCRS PARA LA AGUJA AZUL Y LA AGUJA BLANCA**

Tras la adopción del Informe del Grupo de Trabajo sobre Marlines, el grupo examinó el primer borrador del Resumen Ejecutivo del Informe SCRS para las secciones de aguja azul y aguja blanca. Los participantes en el Grupo de trabajo se aseguraron de que toda la información nueva surgida del Grupo de trabajo fuera incorporada. Se hicieron algunas sugerencias y se incluyeron en el Resumen Ejecutivo. Se confirmó que el borrador acordado en esta ocasión se presentaría en la próxima reunión plenaria del SCRS como borrador inicial.

## **XIV. CLAUSURA**

En la clausura, el Presidente agradeció a todos los participantes su colaboración y el duro trabajo realizado. Los participantes alabaron también el buen hacer del Presidente y agradecieron la hospitalidad tanto del *Southeast Fisheries Science Center* como de *The Billfish Foundation*.

## **BIBLIOGRAFÍA CITADA**

- ARFELLI, C.A., A.F. Amorim, and L. Fagundes. 1997. Diagnose das pescarias dos atuneiros de Santos (1971-95). Resumos Expandidos - Congresso Latino-americano sobre Ciências do Mar, 7., Santos:48-50.
- DE SYLVA, 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.
- ERDMAN, D. S. 1968. Spawning cycle, sex ratio, and weights of blue marlin off Puerto Rico and the Virgin Islands. *Trans. Am. Fish. Soc.* 97: 131-137.
- HILL, K. T., G. M. Cailliet, and K. T. Hill. 1989. A comparative analysis of growth zones in four calcified-structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. *Fish. Bull.* 87: 829-843.
- HINTON, M and H. Nakano. 1996. Standardizing catch and effort statistics using physiological, ecological, or behavioral constrains and environmental data, with application to blue marlin (*Makaira nigricans*) catch and effort data from Japanese longline fisheries in the Pacific. *Bull. I-ATTC* 21(4): 171-200.
- HOENIG, J. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. *Fish. Bull.* 82:898-902.
- PRINCE, E. D., D. W. Lee., J. R. Zweifel, and E. B. Brothers. 1991. Estimating age and growth of young Atlantic blue marlin *Makaira nigricans* from otolith microstructure. *Fish. Bull.* 89(3): 441-459.
- PUNT, A.E. and R. Hilborn. 1996. Biomass dynamic models. User's manual. FAO Computerized Information Series (Fisheries) 10.
- WILSON, C. A., J. M. Dean, E. D. Prince, and D. W. Lee. 1991. An examination: of sexual dimorphism in Atlantic and Pacific blue marlin using body weight, sagittae weight, and age estimates. *J. Exper. Mar. Biol. Ecol.* 151:209-225.











**Table 3.** Estimates of billfish catches (in MT) by FIS and Spanish purse seiners in the eastern tropical Atlantic, using by-catch rates from the observer program (SCRS/00/76).

	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
<b>TASKI (FIS+SPN)</b>	1400	2800	2400	7600	12000	23600	30350	44124	61590	94422	97834	155652	169760	216298
<b>ESTIM.BILLFISH</b>	6	13	11	34	54	106	137	199	278	426	441	702	766	976
<b>BLM</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BUM</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>4</b>	<b>6</b>	<b>12</b>	<b>15</b>	<b>22</b>	<b>31</b>	<b>48</b>	<b>49</b>	<b>79</b>	<b>86</b>	<b>109</b>
<b>FIS</b>	1	2	2	6	10	20	26	38	52	80	83	133	145	184
<b>SAI</b>	2	4	4	11	18	36	46	67	93	143	148	235	256	327
<b>SAP</b>	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	2	3	3
<b>SPF</b>	1	3	2	7	11	22	29	42	58	89	93	147	160	205
<b>STM</b>	1	2	1	4	7	13	17	24	34	52	54	86	93	119
<b>SWO</b>	0	0	0	0	0	1	1	2	2	4	4	6	7	9
<b>WHM</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>6</b>	<b>9</b>	<b>9</b>	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>20</b>

	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
<b>TASKI</b>	264818	268522	248618	286042	333998	345160	330210	234528	241124	266820	260882	270392	286038	394186
<b>ESTIM.BILLFISH</b>	1194	1211	1121	1290	1506	1557	1489	1058	1087	1203	1177	1219	1290	1778
<b>BLM</b>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<b>BUM</b>	<b>134</b>	<b>136</b>	<b>126</b>	<b>144</b>	<b>169</b>	<b>174</b>	<b>167</b>	<b>118</b>	<b>122</b>	<b>135</b>	<b>132</b>	<b>137</b>	<b>144</b>	<b>199</b>
<b>FIS</b>	225	229	212	244	284	294	281	200	205	227	222	230	244	336
<b>SAI</b>	400	405	375	432	504	521	499	354	364	403	394	408	432	595
<b>SAP</b>	4	4	4	4	5	5	5	3	4	4	4	4	4	6
<b>SPF</b>	250	254	235	270	316	326	312	222	228	252	247	256	270	373
<b>STM</b>	146	148	137	157	184	190	181	129	133	147	143	149	157	217
<b>SWO</b>	10	11	10	11	13	14	13	9	10	11	10	11	11	16
<b>WHM</b>	<b>25</b>	<b>25</b>	<b>23</b>	<b>27</b>	<b>31</b>	<b>32</b>	<b>31</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>25</b>	<b>25</b>	<b>25</b>	<b>27</b>	<b>37</b>

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<b>TASKI</b>	231909	197013	247639	224741	209067	159180	140327	142412	144940
<b>ESTIM.BILLFISH</b>	632	541	667	593	502	380	395	462	447
<b>BLM</b>	3	3	4	3	3	3	2	1	2
<b>BUM</b>	<b>137</b>	<b>116</b>	<b>146</b>	<b>133</b>	<b>126</b>	<b>96</b>	<b>82</b>	<b>80</b>	<b>83</b>
<b>FIS</b>	99	85	104	91	73	55	63	78	74
<b>SAI</b>	174	150	182	160	128	97	110	138	131
<b>SAP</b>	2	1	2	2	1	1	1	1	1
<b>SPF</b>	107	92	112	98	78	59	68	86	81
<b>STM</b>	93	79	98	88	78	59	57	63	62
<b>SWO</b>	7	6	7	6	6	4	4	5	5
<b>WHM</b>	<b>11</b>	<b>10</b>	<b>12</b>	<b>11</b>	<b>9</b>	<b>7</b>	<b>7</b>	<b>9</b>	<b>8</b>

For 1991-1999, Task I catch are divided into FAD and free schools, using Task II data and separate catch rates of billfish are applied. For the period before 1991, only catch rates of billfish for free schools were applied to Task I catch.

**Table 4.** Atlantic-wide tonnage of blue marlin reported removed (MT) by fleets for which effort series were used by the Workshop for analyses. Fleets indicated are: JLL, Japanese longline; USLL, US longline; VLL, Venezuelan longline; USRR, US Rod&Reel; VRR1 Venezuelan Rod&Reel, 1961-1989; VRR2 Venezuelan Rod&Reel 1990-1999; CIGN, Cote d'Ivoire gillnet fleet; Chi-Tai 1, Chinese-Taipei fleet 1962-1975; Chi-Tai 2, Chinese-Taipei fleet 1976-1988; Chi-Tai 3, Chinese-Taipei fleet 1989-1999; and Other fleets combined. Catches for base analyses as well as catches for the alternative using information from SCRS/00/57 are shown.

**Base Analyses:**

Fleet-specific Catches -  
BUM

	TotMT	JLL	USLL	VLL	USRR	VRR1	VRR2	CIGN	Chi-Tai 1	Chi-Tai 2	Chi-Tai 3	Others
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1956	39	39	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1957	764	764	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1958	772	772	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1959	841	841	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	2815	2712	0	0	103	0	0	0	0	0	0	0
1961	4083	3768	0	152	116	6	0	0	0	0	0	41
1962	7308	7044	0	99	115	6	0	0	20	0	0	24
1963	9038	8600	0	101	128	3	0	0	48	0	0	158
1964	8011	7590	0	74	161	3	0	0	13	0	0	170
1965	6156	5751	0	36	163	2	0	0	4	0	0	200
1966	3863	3370	0	35	149	7	0	0	69	0	0	233
1967	2246	1073	0	62	197	6	0	0	291	0	0	617
1968	2527	946	0	96	168	6	0	0	803	0	0	508
1969	3106	960	0	43	207	6	0	0	1364	0	0	526
1970	2886	1005	0	30	204	6	0	0	929	0	0	712
1971	3398	1395	0	178	179	4	0	0	935	0	0	707
1972	2414	420	0	188	191	2	0	0	928	0	0	685
1973	3226	346	0	124	209	1	0	0	692	0	0	1854
1974	3095	284	0	83	234	2	0	0	552	0	0	1940
1975	3271	608	0	82	241	1	0	0	527	0	0	1812
1976	2419	264	0	78	265	1	0	0	0	409	0	1402
1977	2181	135	0	79	295	1	0	0	0	171	0	1500
1978	1642	69	0	93	295	1	0	0	0	258	0	926
1979	1527	134	0	132	295	2	0	0	0	190	0	774
1980	1728	308	1	79	295	2	0	0	0	289	0	754
1981	1903	468	11	102	295	4	0	0	0	202	0	821
1982	2656	1132	7	81	295	2	0	0	0	250	0	889
1983	1914	440	6	167	187	5	0	0	0	172	0	937
1984	2582	833	26	107	187	10	0	100	0	172	0	1147
1985	3161	1100	45	214	147	5	0	100	0	313	0	1237
1986	1977	509	26	214	187	4	0	100	0	215	0	722
1987	2048	440	174	55	161	5	0	100	0	317	0	796
1988	2742	823	140	53	173	3	0	143	0	292	0	1115
1989	4206	1555	191	45	121	5	0	74	0	473	0	1742
1990	4544	1217	160	52	25	0	5	113	0	0	1704	1268
1991	4156	900	142	31	30	0	5	126	0	0	1672	1250
1992	2966	1017	146	32	49	0	12	94	0	0	824	792
1993	3254	926	127	32	77	0	10	177	0	0	685	1220
1994	4119	1523	111	58	87	0	5	250	0	0	663	1422
1995	3948	1409	153	44	43	0	5	228	0	0	467	1599
1996	4615	1679	197	54	35	0	5	204	0	0	660	1781
1997	4303	1370	139	38	46	0	0	257	0	0	1478	975
1998	3415	1108	51	27	30	0	0	135	0	0	578	1486
1999	3316	1109	83	28	37	0	0	324	0	0	486	1249

**Table 4. (Cont.)**

**BUM Alternative 1 - using SCRS/00/57**

	TotMT	JLL	USLL	VLL	USRR	VRR1	VRR2	CIGN	Chi-Tai 1	Chi-Tai 2	Chi-Tai 3	Others
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1956	39	39	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1957	764	764	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1958	772	772	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1959	841	841	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	2815	2712	0	0	103	0	0	0	0	0	0	0
1961	4083	3768	0	152	116	6	0	0	0	0	0	41
1962	7308	7044	0	99	115	6	0	0	20	0	0	24
1963	9038	8600	0	101	128	3	0	0	48	0	0	158
1964	8011	7590	0	74	161	3	0	0	13	0	0	170
1965	6156	5751	0	36	163	2	0	0	4	0	0	200
1966	3863	3370	0	35	149	7	0	0	69	0	0	233
1967	2246	1073	0	62	197	6	0	0	291	0	0	617
1968	2527	946	0	96	168	6	0	0	803	0	0	508
1969	3106	960	0	43	207	6	0	0	1364	0	0	526
1970	2886	1005	0	30	204	6	0	0	929	0	0	712
1971	3398	1395	0	178	179	4	0	0	935	0	0	707
1972	2233	420	0	188	10	2	0	0	928	0	0	685
1973	3036	346	0	124	18	1	0	0	692	0	0	1854
1974	2884	284	0	83	24	2	0	0	552	0	0	1940
1975	3049	608	0	82	19	1	0	0	527	0	0	1812
1976	2173	264	0	78	19	1	0	0	0	409	0	1402
1977	1911	135	0	79	26	1	0	0	0	171	0	1500
1978	1375	69	0	93	29	1	0	0	0	258	0	926
1979	1266	134	0	132	34	2	0	0	0	190	0	774
1980	1652	308	1	79	219	2	0	0	0	289	0	754
1981	1998	468	11	102	390	4	0	0	0	202	0	821
1982	2652	1132	7	81	291	2	0	0	0	250	0	889
1983	2318	440	6	167	591	5	0	0	0	172	0	937
1984	2987	833	26	107	591	10	0	100	0	172	0	1147
1985	3659	1100	45	214	645	5	0	100	0	313	0	1237
1986	2456	509	26	214	666	4	0	100	0	215	0	722
1987	2819	440	174	55	932	5	0	100	0	317	0	796
1988	3392	823	140	53	824	3	0	143	0	292	0	1115
1989	4366	1555	191	45	280	5	0	74	0	473	0	1742
1990	4807	1217	160	52	288	0	5	113	0	0	1704	1268
1991	4303	900	142	31	177	0	5	126	0	0	1672	1250
1992	3056	1017	146	32	139	0	12	94	0	0	824	792
1993	3268	926	127	32	90	0	10	177	0	0	685	1220
1994	4091	1523	111	58	59	0	5	250	0	0	663	1422
1995	3956	1409	153	44	51	0	5	228	0	0	467	1599
1996	4618	1679	197	54	37	0	5	204	0	0	660	1781
1997	4301	1370	139	38	44	0	0	257	0	0	1478	975
1998	3415	1108	51	27	30	0	0	135	0	0	578	1486
1999	3312	1109	83	28	33	0	0	324	0	0	486	1249

**Table 5.** Atlantic-wide tonnage of white marlin reported removed (MT) by fleets for which effort series were used by the Workshop for analyses. Fleets indicated are: JLL, Japanese longline; USLL, US longline; VLL, Venezuelan longline; USRR, US Rod&Reel; VRR1 Venezuelan Rod&Reel, 1961-1989; VRR2 Venezuelan Rod&Reel 1990-1999; CIGN, Cote d'Ivoire gillnet fleet; Chi-Tai 1, Chinese-Taipei fleet 1962-1975; Chi-Tai 2, Chinese-Taipei fleet 1976-1988; Chi-Tai 3, Chinese-Taipei fleet 1989-1999; and Other fleets combined. Catches for base analyses as well as catches for the alternative using information from SCRS/00/57 are shown.

**Base Analyses:**

Fleet-specific Catches												
WHM	TotMT	JLL	USLL	VLL	USRR	VRR1	VRR2	CIGN	Chi-Tai1	Chi-Tai2	Chi-Tai3	Others
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1956	19	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1957	160	160	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1958	161	161	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1959	112	112	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	313	253	0	0	60	0	0	0	0	0	0	0
1961	830	692	0	11	60	7	0	0	0	0	0	60
1962	2064	1915	0	30	74	5	0	0	6	0	0	34
1963	2614	2418	0	55	64	2	0	0	14	0	0	61
1964	3735	3495	0	78	70	4	0	0	6	0	0	82
1965	4906	4631	0	63	76	3	0	0	4	0	0	129
1966	3513	3002	0	93	76	11	0	0	61	0	0	270
1967	1427	668	0	104	81	10	0	0	181	0	0	383
1968	2049	1088	0	107	87	11	0	0	385	0	0	371
1969	2272	843	0	268	76	22	0	0	583	0	0	480
1970	2147	703	0	15	104	12	0	0	612	0	0	701
1971	2266	980	0	82	95	12	0	0	438	0	0	659
1972	2289	440	0	258	99	10	0	0	713	0	0	769
1973	1868	355	0	170	104	5	0	0	599	0	0	635
1974	1775	390	0	114	108	7	0	0	537	0	0	619
1975	1761	418	0	113	107	4	0	0	507	0	0	612
1976	1839	543	0	107	109	5	0	0	0	519	0	556
1977	1150	106	0	108	109	2	0	0	0	163	0	662
1978	975	41	0	127	109	2	0	0	0	277	0	419
1979	1039	57	1	181	109	2	0	0	0	217	0	472
1980	970	106	6	110	109	3	0	0	0	250	0	386
1981	1235	143	7	140	109	2	0	0	0	310	0	524
1982	1144	111	12	112	109	1	0	0	0	361	0	438
1983	1697	44	5	230	141	4	0	0	0	290	0	983
1984	1233	76	17	148	145	7	0	0	0	220	0	620
1985	1818	126	29	148	142	7	0	0	0	300	0	1066
1986	1613	129	61	148	31	3	0	0	0	515	0	726
1987	1552	134	115	148	92	6	0	0	0	766	0	291
1988	1399	144	69	39	72	3	0	0	0	565	0	507
1989	1810	146	105	42	16	5	0	0	0	983	0	513
1990	1628	126	82	74	17	0	5	0	0	0	895	429
1991	1577	122	90	38	5	0	5	0	0	0	803	514
1992	1320	248	81	64	8	0	9	0	0	0	598	312
1993	1407	82	62	107	13	0	10	0	0	0	616	517
1994	1926	92	39	75	11	0	18	0	0	0	1350	341
1995	1517	57	92	95	9	0	10	0	0	0	907	347
1996	1635	112	64	86	4	0	10	0	0	0	566	793
1997	1044	61	70	46	2	0	0	2	0	0	441	422
1998	936	53	32	24	2	0	0	0	0	0	506	319
1999	908	87	56	24	1	0	0	7	0	0	464	269

**Table 5. (Cont.)**

**Alternative 1 - uses SCRS/00/57**

	TotMT	JLL	USLL	VLL	USRR	VRR1	VRR2	CI GN	Chi-Tai	Chi-Tai	Chi-Tai	Others
1950	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1951	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1952	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1953	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1954	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1955	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1956	19	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1957	160	160	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1958	161	161	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1959	112	112	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1960	313	253	0	0	60	0	0	0	0	0	0	0
1961	830	692	0	11	60	7	0	0	0	0	0	60
1962	2064	1915	0	30	74	5	0	0	6	0	0	34
1963	2614	2418	0	55	64	2	0	0	14	0	0	61
1964	3735	3495	0	78	70	4	0	0	6	0	0	82
1965	4906	4631	0	63	76	3	0	0	4	0	0	129
1966	3513	3002	0	93	76	11	0	0	61	0	0	270
1967	1427	668	0	104	81	10	0	0	181	0	0	383
1968	2049	1088	0	107	87	11	0	0	385	0	0	371
1969	2272	843	0	268	76	22	0	0	583	0	0	480
1970	2147	703	0	15	104	12	0	0	612	0	0	701
1971	2266	980	0	82	95	12	0	0	438	0	0	659
1972	2193	440	0	258	3	10	0	0	713	0	0	769
1973	1767	355	0	170	3	5	0	0	599	0	0	635
1974	1689	390	0	114	23	7	0	0	537	0	0	619
1975	1675	418	0	113	21	4	0	0	507	0	0	612
1976	1744	543	0	107	14	5	0	0	0	519	0	556
1977	1050	106	0	108	9	2	0	0	0	163	0	662
1978	874	41	0	127	8	2	0	0	0	277	0	419
1979	956	57	1	181	25	2	0	0	0	217	0	472
1980	1065	106	6	110	205	3	0	0	0	250	0	386
1981	1255	143	7	140	128	2	0	0	0	310	0	524
1982	1096	111	12	112	61	1	0	0	0	361	0	438
1983	1681	44	5	230	125	4	0	0	0	290	0	983
1984	1184	76	17	148	96	7	0	0	0	220	0	620
1985	1717	126	29	148	42	7	0	0	0	300	0	1066
1986	1614	129	61	148	32	3	0	0	0	515	0	726
1987	1495	134	115	148	36	6	0	0	0	766	0	291
1988	1356	144	69	39	28	3	0	0	0	565	0	507
1989	1804	146	105	42	10	5	0	0	0	983	0	513
1990	1627	126	82	74	16	0	5	0	0	0	895	429
1991	1586	122	90	38	13	0	5	0	0	0	803	514
1992	1324	248	81	64	12	0	9	0	0	0	598	312
1993	1412	82	62	107	18	0	10	0	0	0	616	517
1994	1925	92	39	75	11	0	18	0	0	0	1350	341
1995	1515	57	92	95	7	0	10	0	0	0	907	347
1996	1640	112	64	86	10	0	10	0	0	0	566	793
1997	1050	61	70	46	8	0	0	2	0	0	441	422
1998	939	53	32	24	5	0	0	0	0	0	506	319
1999	913	87	56	24	5	0	0	7	0	0	464	269



**Table 6.** Blue marlin input CPUE series available for the composite CPUE analyses.

Year	China-Taipei std CPUE series split into three time series	China-Taipei std CPUE series split into three time series	China-Taipei std CPUE series split into three time series	USA Recreational Rod&Reel	USA Pelagic Longline Fishery CPUE (kg/1000 hooks)	JAPAN Longline Fishery CPUE (fish/1000 hooks)	Venezuela Playa Grande recreational Fishery	Venezuela Gillnet Fishery	Venezuela Longline Fishery Observed data CPUE (fish/100 hooks)	Ivory Coast gillnet Fishery Nom CPUE (kg/boat)
	CPUE (wgt/effort)	CPUE (wgt/effort)	CPUE (wgt/effort)	CPUE (# fish/100 hrs)			Nom CPUE (fish/trips)	Nom CPUE (kg/trips)		
1958										
1959						2.22073				
1960						1.96410				
1961						3.81985	2.15106			
1962						3.46466	3.26316			
1963						2.77789	1.48488			
1964						1.77587	1.11621			
1965						1.21551	0.83746			
1966						1.00514	2.38529			
1967						0.97386	1.63893			
1968	1.74297					1.17587	1.56719			
1969	1.51091					1.29867	1.78062			
1970	1.16627					1.04787	1.62202			
1971	0.76010					0.65240	0.78979			
1972	0.71867					0.74678	0.42431			
1973	0.54770			1.09528		0.57884	0.30460			
1974	0.55339			1.20152		0.96592	0.63102			
1975	0.42860			1.33506		0.69897	0.20749			
1976				1.29602		0.48505	0.15173			
1977				1.25625		0.55794	0.28448			
1978				0.82063		0.58980	0.26834			
1979		0.71315		0.88149		0.60136	0.63171			
1980		1.08082		1.34313		0.73316	0.56054			
1981		1.12014		1.25453		0.65121	0.90121			
1982		1.12342		0.99330		0.82721	0.40870			
1983		0.91415		1.08084		0.74053	0.95905			
1984		0.88487		1.16967		0.82783	1.87080			
1985		0.85090		1.12612		0.87319	0.81755			
1986		0.78531		0.81850	1.46070	0.60484	0.73853			
1987		1.06143		1.02752	1.01003	0.66253	0.87190			
1988		1.10767		0.94814	0.95494	0.64043	0.52356			1.62968
1989		1.35813		0.79412	1.15993	0.67439	0.90205			1.45266
1990				0.77842	1.16638	0.52382	0.23880			1.38769
1991				0.86326	0.84178	0.35759	0.54861	0.29043	1.08961	0.92210
1992				0.87585	1.12717	0.36612	0.81017	0.47862	0.73175	0.58306
1993			0.89396	0.72641	1.33265	0.47901	0.53718	0.50821	0.40890	0.92683
1994			1.13582	0.90108	1.13064	0.50289	1.47901	1.24482	2.29539	0.84043
1995			1.16497	0.96500	0.94253	0.47164	1.29209	1.19231	0.93774	0.71569
1996			1.20604	0.91374	0.97728	0.51250		0.89051	0.77975	0.65286
1997			1.09886	0.94368	0.68841	0.45931		1.10133	0.78291	0.93411
1998			0.50037	0.69163	0.59312	0.47474		1.35352	1.28707	0.67958
1999				0.89883	0.61446			1.94026	0.68688	1.27533

**Table 7.** White marlin input CPUE series available for the composite CPUE analyses.

Year	China-Taipei std CPUE series split into three time series	China-Taipei std CPUE series split into three time series	China-Taipei std CPUE series split into three time series	USA Recreational Rod&Reel	USA Pelagic Longline Fishery	JAPAN Longline Fishery	Venezuela Playa Grande recreational Fishery	Venezuela Gillnet Fishery	Venezuela Longline Fishery Observed data	Ivory Coast Gillnet Fishery
	CPUE (wgt/effort)	CPUE (wgt/effort)	CPUE (wgt/effort)	CPUE (fish/100 hrs)	CPUE (kg/1000 hooks)	CPUE (fish/1000 hooks)	Nom CPUE (fish/trips)	Nominal CPUE (kg/trips)	CPUE (fish/100 hooks)	Nominal CPUE (kg/boat)
1958										
1959						0.39362				
1960						0.66339				
1961						1.54458	1.82760			
1962						3.27911	1.27948			
1963						3.12023	0.97617			
1964						2.46104	1.95632			
1965						2.21343	1.83137			
1966						2.62768	1.42037			
1967						2.25944	1.76236			
1968	1.87704					1.86099	1.01919			
1969	1.62713					1.89662	0.46678			
1970	1.25598					1.52142	0.78757			
1971	0.81856					1.05637	3.52981			
1972	0.77394					1.35450	1.26301			
1973	0.58983			1.22879		0.77848	2.15361			
1974	0.59595			1.59996		1.00937	0.57689			
1975	0.46157			1.53677		0.66682	2.07455			
1976				1.32587		0.76645	1.35409			
1977				1.29810		1.02983	0.57916			
1978				1.44315		1.08215	0.28859			
1979		0.71315		2.91969		1.31673	0.61503			
1980		1.08082		2.30672		0.70355	1.80140			
1981		1.12014		1.72935		0.67428	1.10769			
1982		1.12342		1.05023		0.48382	1.19128			
1983		0.91415		1.33264		0.43913	1.03212			
1984		0.88487		1.12152		0.51885	0.70887			
1985		0.85090		1.01222		0.39891	0.72021			
1986		0.78531		0.59928	2.43850	0.45824	0.34121			
1987		1.06143		0.61696	1.08647	0.46604	0.37574			
1988		1.10767		0.62076	0.96890	0.46500	0.40380			
1989		1.35813		0.43143	1.25440	0.46367	0.25877			
1990				0.43711	0.95280	0.27765	0.08431			
1991				0.49542	0.96681	0.25041	0.09292	0.82956	0.75426	
1992				0.41106	1.24627	0.30190	0.70744	0.63471	0.64395	
1993			0.89396	0.38280	0.89445	0.37333	0.02421	0.78628	0.79137	
1994			1.13582	0.60964	0.85526	0.25261	0.20888	2.39082	0.92090	
1995			1.16497	0.52329	0.65075	0.18209	0.17920	1.12941	1.78248	
1996			1.20604	0.50383	0.56798	0.15186		0.23286	0.88465	0.35657
1997			1.09886	0.56217	0.58865	0.13735		0.35664	1.51438	0.79413
1998			0.50037	0.53239	0.67783	0.09904		0.93338	0.69727	0.31136
1999				0.36881	0.85094			1.70635	1.01075	2.53794

**Table 8.** Composite CPUE series for blue and white marlin using the "scaled-to-their-mean" input series, with no weight or with weighting factor. Weighting factors were the proportion of the catch of each series respective to the total catch (bold columns indicate the composite CPUE series chosen for further stock analyses). CPUE Blue represents the composite CPUE values for blue marlin; SECPUE represents estimated standard errors for the CPUE values; WGT represents the composite values after applying a weighting factor.

YR	CPUE BLUE	SECPUE	YR	CPUE BLUE WGT	SECPUE	YR	CPUE WHITE	SECPUE	YR	CPUE WHITE WGT	SECPUE
1959	3.320622	0.349496	1959	3.273047	0.115841	1959	0.880160	0.491643	1959	0.806179	0.170763
1960	2.936884	0.349496	1960	2.895429	0.117681	1960	1.483390	0.491643	1960	1.362193	0.185170
1961	4.243008	0.248467	1961	5.480111	0.116155	1961	3.836833	0.350310	1961	3.226160	0.172446
1962	4.977073	0.248467	1962	5.098858	0.114496	1962	4.677586	0.350310	1962	6.457605	0.170050
1963	3.006269	0.248467	1963	3.980567	0.114456	1963	3.985493	0.350310	1963	6.087251	0.169945
1964	2.084029	0.248467	1964	2.564155	0.114476	1964	5.010790	0.350310	1964	5.022702	0.169311
1965	1.493436	0.248467	1965	1.762659	0.114593	1965	4.597783	0.350310	1965	4.525667	0.168558
1966	2.291971	0.248467	1966	1.549979	0.116321	1966	4.411785	0.350310	1966	5.256906	0.171119
1967	1.870049	0.248467	1967	1.495520	0.133255	1967	4.556953	0.350310	1967	4.615745	0.194609
1968	2.154430	0.206506	1968	2.118615	0.118619	1968	3.730165	0.291651	1968	4.046278	0.170202
1969	2.215705	0.206506	1969	2.146602	0.119001	1969	2.758936	0.291651	1969	3.802933	0.176934
1970	1.834271	0.206506	1970	1.680614	0.117775	1970	2.799480	0.291651	1970	3.184694	0.170586
1971	1.068333	0.206506	1971	1.042755	0.118028	1971	3.543596	0.291651	1971	2.367622	0.170219
1972	0.891680	0.206506	1972	1.061463	0.127147	1972	2.682476	0.291651	1972	2.416528	0.184167
1973	0.722975	0.177731	1973	0.829876	0.114961	1973	2.080955	0.251366	1973	1.662216	0.170675
1974	1.011510	0.177731	1974	1.011065	0.113577	1974	1.710905	0.251366	1974	1.766974	0.167299
1975	0.680439	0.177731	1975	0.841712	0.111129	1975	1.972666	0.251366	1975	1.436492	0.166813
1976	0.557797	0.203120	1976	0.802961	0.141190	1976	1.966996	0.286767	1976	1.624838	0.202680
1977	0.713229	0.203120	1977	0.926599	0.132830	1977	1.623876	0.286767	1977	1.650962	0.212628
1978	0.618260	0.203120	1978	0.703733	0.144521	1978	1.355878	0.286767	1978	1.531160	0.249228
1979	0.814266	0.177084	1979	0.778652	0.116984	1979	1.841946	0.250583	1979	1.498980	0.181036
1980	1.023699	0.177084	1980	1.090601	0.111858	1980	2.155074	0.250583	1980	1.611660	0.170901
1981	1.110014	0.177084	1981	1.043374	0.111975	1981	1.772770	0.250583	1981	1.462560	0.171494
1982	0.912884	0.177084	1982	1.090128	0.109180	1982	1.467845	0.250583	1982	1.236322	0.170512
1983	1.066091	0.177084	1983	1.025899	0.115364	1983	1.393354	0.250583	1983	1.181155	0.182484
1984	1.310636	0.177084	1984	1.172141	0.114391	1984	1.256388	0.250583	1984	1.107225	0.176090
1985	1.059314	0.177084	1985	1.137961	0.115823	1985	1.140044	0.250583	1985	0.992326	0.173407
1986	0.910476	0.157698	1986	0.853586	0.115820	1986	0.926301	0.223362	1986	0.937498	0.165277
1987	0.989645	0.157698	1987	0.967186	0.109599	1987	0.861126	0.223362	1987	1.013945	0.162268
1988	0.932398	0.143364	1988	0.956988	0.102349	1988	0.861821	0.223362	1988	1.032141	0.158022
1989	1.048085	0.143364	1989	1.039607	0.102322	1989	0.803627	0.223362	1989	1.231770	0.159884
1990	0.715043	0.156993	1990	0.775299	0.134956	1990	0.416340	0.248323	1990	0.495551	0.255607
1991	0.718354	0.143056	1991	0.628090	0.132792	1991	0.411216	0.221692	1991	0.467440	0.227056
1992	0.702178	0.143056	1992	0.610389	0.118617	1992	0.629125	0.221692	1992	0.600687	0.198904
1993	0.673076	0.131916	1993	0.690827	0.099333	1993	0.327397	0.201745	1993	0.393479	0.153189
1994	1.030168	0.131916	1994	0.835091	0.098581	1994	0.502946	0.201745	1994	0.488981	0.157741
1995	0.850300	0.131916	1995	0.747905	0.098387	1995	0.484766	0.201745	1995	0.498563	0.155468
1996	0.722633	0.143345	1996	0.750623	0.100689	1996	0.364438	0.201959	1996	0.431590	0.150739
1997	0.703795	0.143345	1997	0.725775	0.102931	1997	0.451860	0.201959	1997	0.446769	0.151050
1998	0.592344	0.143345	1998	0.568019	0.101269	1998	0.286257	0.201959	1998	0.236433	0.154314
1999	0.689215	0.177118	1999	0.758387	0.176250	1999	0.615594	0.251058	1999	0.600714	0.274301

**Table 9.** Composite CPUE series for blue and white marlin using the "scaled-to-their-mean" input series with no weight or with weighting factor. Weighting factors were the proportion of the catch of each series to the total catch.

YR	Blue CPUE	SECPIUE	YR	Blue	SECPIUEw	YR	White CPUE	SECPIUE	YR	White	SECPIUE
1959	4.465817	0.349496	1959	4.401835	0.115841	1959	1.828179	0.491643	1959	1.674513	0.170763
1960	3.949738	0.349496	1960	3.893987	0.117680	1960	3.081146	0.491643	1960	2.829408	0.185170
1961	5.706310	0.248467	1961	7.370058	0.116155	1961	7.969479	0.350310	1961	6.701052	0.172446
1962	6.693534	0.248467	1962	6.857320	0.114496	1962	9.715806	0.350310	1962	13.413080	0.170050
1963	4.043052	0.248467	1963	5.353360	0.114456	1963	8.278261	0.350310	1963	12.643820	0.169945
1964	2.802756	0.248467	1964	3.448464	0.114476	1964	10.407900	0.350310	1964	10.432650	0.169311
1965	2.008482	0.248467	1965	2.370554	0.114593	1965	9.550048	0.350310	1965	9.400256	0.168558
1966	3.082411	0.248467	1966	2.084525	0.116321	1966	9.163711	0.350310	1966	10.919110	0.171119
1967	2.514980	0.248467	1967	2.011286	0.133255	1967	9.465239	0.350310	1967	9.587355	0.194609
1968	2.897436	0.206506	1968	2.849269	0.118619	1968	7.747920	0.291651	1968	8.404518	0.170202
1969	2.979843	0.206506	1969	2.886909	0.119001	1969	5.730580	0.291651	1969	7.899065	0.176934
1970	2.466863	0.206506	1970	2.260214	0.117775	1970	5.814794	0.291651	1970	6.614923	0.170586
1971	1.436773	0.206506	1971	1.402373	0.118028	1971	7.360397	0.291651	1971	4.917784	0.170219
1972	1.199197	0.206506	1972	1.427533	0.127146	1972	5.571767	0.291651	1972	5.019365	0.184167
1973	0.972310	0.177731	1973	1.116079	0.114961	1973	4.322348	0.251366	1973	3.452586	0.170675
1974	1.360353	0.177731	1974	1.359755	0.113577	1974	3.553719	0.251366	1974	3.670179	0.167299
1975	0.915104	0.177731	1975	1.131997	0.111129	1975	4.097422	0.251366	1975	2.983735	0.166813
1976	0.750166	0.203120	1976	1.079881	0.141190	1976	4.085643	0.286766	1976	3.374949	0.202680
1977	0.959203	0.203120	1977	1.246158	0.132830	1977	3.372950	0.286766	1977	3.429209	0.212628
1978	0.831482	0.203120	1978	0.946432	0.144521	1978	2.816291	0.286766	1978	3.180369	0.249228
1979	1.095084	0.177083	1979	1.047189	0.116984	1979	3.825902	0.250583	1979	3.113528	0.181036
1980	1.376746	0.177083	1980	1.466720	0.111858	1980	4.476300	0.250583	1980	3.347577	0.170901
1981	1.492829	0.177083	1981	1.403206	0.111975	1981	3.682217	0.250583	1981	3.037881	0.171494
1982	1.227713	0.177083	1982	1.466085	0.109180	1982	3.048859	0.250583	1982	2.567962	0.170512
1983	1.433758	0.177083	1983	1.379704	0.115364	1983	2.894134	0.250583	1983	2.453375	0.182484
1984	1.762639	0.177083	1984	1.576381	0.114391	1984	2.609642	0.250583	1984	2.299815	0.176090
1985	1.424643	0.177083	1985	1.530413	0.115823	1985	2.367984	0.250583	1985	2.061159	0.173407
1986	1.224476	0.157697	1986	1.147966	0.115820	1986	1.924018	0.223362	1986	1.947275	0.165277
1987	1.330948	0.157697	1987	1.300742	0.109599	1987	1.788644	0.223362	1987	2.106063	0.162268
1988	1.253957	0.143364	1988	1.287027	0.102349	1988	1.790086	0.223362	1988	2.143859	0.158022
1989	1.409542	0.143364	1989	1.398141	0.102322	1989	1.669213	0.223362	1989	2.558507	0.159884
1990	0.961643	0.156993	1990	1.042679	0.134956	1990	0.864779	0.248323	1990	1.029309	0.255607
1991	0.966095	0.143056	1991	0.844702	0.132792	1991	0.854137	0.221692	1991	0.970919	0.227055
1992	0.944340	0.143056	1992	0.820896	0.118617	1992	1.306754	0.221692	1992	1.247686	0.198904
1993	0.905202	0.131916	1993	0.929075	0.099333	1993	0.680036	0.201745	1993	0.817294	0.153189
1994	1.385446	0.131916	1994	1.123092	0.098581	1994	1.044667	0.201745	1994	1.015662	0.157741
1995	1.143546	0.131916	1995	1.005837	0.098387	1995	1.006907	0.201745	1995	1.035564	0.155468
1996	0.971851	0.143345	1996	1.009493	0.100689	1996	0.756974	0.201959	1996	0.896455	0.150739
1997	0.946515	0.143345	1997	0.976076	0.102931	1997	0.938558	0.201959	1997	0.927984	0.151050
1998	0.796627	0.143345	1998	0.763913	0.101269	1998	0.594584	0.201959	1998	0.491095	0.154314
1999	0.926907	0.177118	1999	1.019935	0.176250	1999	1.278650	0.251058	1999	1.247743	0.274301

**Table 10.** Step definitions for step-wise addition of CPUE series used in the ASPIC application of the fleet-disaggregated data for blue marlin stock status evaluations.

Step	Series	n	Remarks
1	JLL	40	
2	+ VRR1	29	
3	+ USRR	27	
4	+ USLL	14	
5	+ CI GN	12	
6	+ Chi-Tai 2	11	
7	drop Chi-Tai2 + VRR 2	10	Chi-Tai 2 negatively correlated with 4 of 5 other indices.

**Table 11.** Results of bootstrapped base-case run for blue marlin, using combined CPUE index.

Param name	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	1	0%	1	1	1	1	0	0.000
K	90390	85570	-6%	65170	141400	75330	111400	36030	0.399
q(1)	2.534E-05	2.755E-05	8.020E-02	1.491E-05	3.892E-05	1.974E-05	3.228E-05	1.254E-05	0.495
MSY	1898	2000	0	964	2382	1470	2199	729	0.384
Ye(2000)	1308	1207	-0	870	1877	1092	1620	528	0.404
Bmsy	45200	42780	-0	32580	70710	37660	55680	18020	0.399
Fmsy	0.04173	0.04676	0.10760	0.01348	0.07325	0.02698	0.05838	0.03140	0.753
fmsy(1)	1659	1697	0	969	2003	1366	1841	475	0.286
B./Bmsy	0.39080	0.37020	-0.05560	0.24040	0.55800	0.30950	0.47730	0.16780	0.429
F./Fmsy	3.83000	4.21200	0.09060	2.48600	6.01500	3.00000	4.73700	1.73800	0.454
Ye./MSY	0.62970	0.60330	-0.04370	0.42300	0.80460	0.52320	0.72670	0.20360	0.323

(The bootstrapped results shown were computed from 701 trials. These results are conditional on the constraints placed upon MSY and K in the input file (ASPIC.INP). All bootstrapped intervals are approximate.)

**Table 12.** Results of retrospective analysis using non-equilibrium logistic production model (non-bootstrap), up to 1995.

Obs	Year or ID	Estimated total F mort	Estimated starting biomass	Estimated average biomass	Observed total yield	Model total yield	Estimated surplus production	Ratio of F mort to Fmsy	Ratio of biomass to Bmsy
1	1956	0.001	36660.0	36640.0	39.0	39.0	6.2	0.00599	2.00000
2	1957	0.021	36620.0	36290.0	764.0	764.0	129.8	0.11840	1.99800
3	1958	0.022	35990.0	35750.0	772.0	772.0	315.2	0.12140	1.96300
4	1959	0.024	35530.0	35330.0	841.0	841.0	455.2	0.13380	1.93900
5	1960	0.083	35150.0	34100.0	2815.0	2815.0	843.7	0.46420	1.91800
6	1961	0.128	33170.0	31800.0	4083.0	4083.0	1494.0	0.72190	1.81000
7	1962	0.262	30590.0	27920.0	7308.0	7308.0	2347.0	1.47200	1.66900
8	1963	0.403	25630.0	22400.0	9038.0	9038.0	3071.0	2.26800	1.39800
9	1964	0.469	19660.0	17090.0	8011.0	8011.0	3227.0	2.63600	1.07300
10	1965	0.466	14870.0	13200.0	6156.0	6156.0	2997.0	2.62200	0.81150
11	1966	0.347	11710.0	11140.0	3863.0	3863.0	2758.0	1.94900	0.63910
12	1967	0.207	10610.0	10850.0	2246.0	2246.0	2717.0	1.16400	0.57890
13	1968	0.226	11080.0	11200.0	2527.0	2527.0	2768.0	1.26800	0.60460
14	1969	0.279	11320.0	11140.0	3106.0	3106.0	2759.0	1.56700	0.61770
15	1970	0.265	10980.0	10890.0	2886.0	2886.0	2724.0	1.49000	0.59880
16	1971	0.326	10810.0	10430.0	3398.0	3398.0	2655.0	1.83100	0.59000
17	1972	0.237	10070.0	10170.0	2414.0	2414.0	2615.0	1.33400	0.54940
18	1973	0.325	10270.0	9937.0	3226.0	3226.0	2577.0	1.82500	0.56040
19	1974	0.333	9621.0	9300.0	3095.0	3095.0	2469.0	1.87100	0.52490
20	1975	0.385	8995.0	8506.0	3271.0	3271.0	2323.0	2.16200	0.49080
21	1976	0.305	8048.0	7943.0	2419.0	2419.0	2214.0	1.71200	0.43910
22	1977	0.278	7842.0	7849.0	2181.0	2181.0	2195.0	1.56200	0.42790
23	1978	0.201	7856.0	8164.0	1642.0	1642.0	2257.0	1.13100	0.42860
24	1979	0.171	8471.0	8906.0	1527.0	1527.0	2398.0	0.96390	0.46220
25	1980	0.177	9343.0	9752.0	1728.0	1728.0	2546.0	0.99620	0.50970
26	1981	0.180	10160.0	10550.0	1903.0	1903.0	2672.0	1.01400	0.55440
27	1982	0.242	10930.0	10970.0	2656.0	2656.0	2735.0	1.36100	0.59630
28	1983	0.167	11010.0	11450.0	1914.0	1914.0	2801.0	0.93940	0.60060
29	1984	0.214	11900.0	12050.0	2582.0	2582.0	2877.0	1.20500	0.64900
30	1985	0.262	12190.0	12050.0	3161.0	3161.0	2877.0	1.47500	0.66510
31	1986	0.160	11910.0	12380.0	1977.0	1977.0	2916.0	0.89780	0.64970
32	1987	0.154	12850.0	13340.0	2048.0	2048.0	3018.0	0.86340	0.70090
33	1988	0.196	13820.0	13990.0	2742.0	2742.0	3077.0	1.10200	0.75380
34	1989	0.310	14150.0	13550.0	4206.0	4206.0	3037.0	1.74600	0.77210
35	1990	0.375	12980.0	12120.0	4544.0	4544.0	2884.0	2.10800	0.70840
36	1991	0.394	11320.0	10550.0	4156.0	4156.0	2671.0	2.21500	0.61780
37	1992	0.309	9839.0	9612.0	2966.0	2966.0	2523.0	1.73500	0.53680
38	1993	0.363	9396.0	8960.0	3254.0	3254.0	2408.0	2.04200	0.51260
39	1994	0.550	8550.0	7493.0	4119.0	4119.0	2118.0	3.09100	0.46650
40	1995	0.748	6548.0	5280.0	3948.0	3948.0	1604.0	4.20400	0.35730
41	1996		4204.0						0.22940



**Table 15.** Results of retrospective analysis using non-equilibrium Fox production model (non-bootstrap), projecting catches through 1998.

	Year	Estimated total	Estimated starting	Estimated average	Observed total	Model total	Estimated surplus	Ratio of F mort	Ratio of biomass
Obs	or ID	F mort	biomass	biomass	yield	yield	production	to Fmsy	to Bmsy
1	1956	0.00100	62550.0	62530.0	39.0	39.0	1.7	0.00641	2.70300
2	1957	0.01200	62510.0	62140.0	764.0	764.0	37.0	0.12630	2.70100
3	1958	0.01300	61780.0	61450.0	772.0	772.0	105.0	0.12910	2.67000
4	1959	0.01400	61120.0	60780.0	841.0	841.0	169.3	0.14220	2.64100
5	1960	0.04800	60450.0	59170.0	2815.0	2815.0	313.7	0.48890	2.61200
6	1961	0.07300	57940.0	56150.0	4083.0	4083.0	582.7	0.74730	2.50400
7	1962	0.14300	54440.0	51170.0	7308.0	7308.0	986.5	1.46800	2.35300
8	1963	0.20500	48120.0	44170.0	9038.0	9038.0	1484.0	2.10200	2.07900
9	1964	0.21400	40570.0	37360.0	8011.0	8011.0	1873.0	2.20300	1.75300
10	1965	0.19000	34430.0	32320.0	6156.0	6156.0	2085.0	1.95700	1.48800
11	1966	0.13100	30360.0	29490.0	3863.0	3863.0	2171.0	1.34600	1.31200
12	1967	0.07800	28670.0	28640.0	2246.0	2246.0	2192.0	0.80590	1.23900
13	1968	0.08900	28610.0	28450.0	2527.0	2527.0	2196.0	0.91290	1.23600
14	1969	0.11200	28280.0	27820.0	3106.0	3106.0	2208.0	1.14700	1.22200
15	1970	0.10700	27390.0	27050.0	2886.0	2886.0	2221.0	1.09700	1.18300
16	1971	0.13000	26720.0	26120.0	3398.0	3398.0	2233.0	1.33700	1.15500
17	1972	0.09500	25550.0	25470.0	2414.0	2414.0	2241.0	0.97410	1.10400
18	1973	0.13000	25380.0	24880.0	3226.0	3226.0	2245.0	1.33200	1.09700
19	1974	0.12900	24400.0	23970.0	3095.0	3095.0	2250.0	1.32700	1.05400
20	1975	0.14200	23560.0	23030.0	3271.0	3271.0	2252.0	1.45900	1.01800
21	1976	0.10800	22540.0	22450.0	2419.0	2419.0	2251.0	1.10700	0.97380
22	1977	0.09700	22370.0	22400.0	2181.0	2181.0	2251.0	1.00000	0.96660
23	1978	0.07200	22440.0	22750.0	1642.0	1642.0	2252.0	0.74180	0.96960
24	1979	0.06500	23050.0	23410.0	1527.0	1527.0	2252.0	0.67020	0.99590
25	1980	0.07200	23770.0	24040.0	1728.0	1728.0	2250.0	0.73870	1.02700
26	1981	0.07800	24300.0	24470.0	1903.0	1903.0	2248.0	0.79910	1.05000
27	1982	0.10900	24640.0	24430.0	2656.0	2656.0	2248.0	1.11700	1.06500
28	1983	0.07800	24230.0	24400.0	1914.0	1914.0	2249.0	0.80600	1.04700
29	1984	0.10600	24570.0	24400.0	2582.0	2582.0	2249.0	1.08800	1.06200
30	1985	0.13300	24230.0	23770.0	3161.0	3161.0	2251.0	1.36700	1.04700
31	1986	0.08400	23320.0	23460.0	1977.0	1977.0	2252.0	0.86580	1.00800
32	1987	0.08600	23600.0	23700.0	2048.0	2048.0	2251.0	0.88790	1.02000
33	1988	0.11600	23800.0	23550.0	2742.0	2742.0	2252.0	1.19600	1.02900
34	1989	0.18900	23310.0	22300.0	4206.0	4206.0	2250.0	1.93800	1.00700
35	1990	0.22500	21360.0	20160.0	4544.0	4544.0	2232.0	2.31600	0.92280
36	1991	0.23100	19040.0	18030.0	4156.0	4156.0	2193.0	2.36900	0.82290
37	1992	0.17800	17080.0	16670.0	2966.0	2966.0	2154.0	1.82900	0.73810
38	1993	0.20700	16270.0	15690.0	3254.0	3254.0	2120.0	2.13200	0.70300
39	1994	0.29300	15140.0	14060.0	4119.0	4119.0	2051.0	3.01100	0.65400
40	1995	0.32900	13070.0	12020.0	3948.0	3948.0	1937.0	3.37600	0.56470
41	1996	0.48400	11060.0	9529.0	4615.0	4615.0	1752.0	4.97700	0.47780
42	1997	0.64800	8194.0	6643.0	4303.0	4303.0	1452.0	6.65600	0.35400
43	1998	0.84500	5343.0	4042.0	3415.0	3415.0	1076.0	8.68200	0.23090
44	1999	8.00000	3003.0	414.5	3316.0	3171.0	315.5	82.21000	0.12980
45	2000		2.8						0.00012

**Table 16.** Non-equilibrium logistic production model application results obtained with FISHLAB using the fleet-disaggregated Atlantic blue marlin catch and fleet-specific CPUE data.

Model parameters		Management parameters	
r	0.104091777	MSY	2134
K	81994.11422	Bmsy	40997
B1950/K	0.999837399	Bnow/Bmsy	0.51
<b>Catchability</b>		Fnow/Fmsy	3.14
JLL	1.93804E-05		
USLL	3.14844E-05		
VLL	3.3334E-05		
USRR	2.7911E-05		
CHTAI1	1.87749E-05		
CHTAI2	2.44412E-05		
CHTAI3	3.62228E-05		
CIGN	3.21407E-05		
VRR1	1.70064E-05		

**Table 17.** FISHLAB Non-equilibrium logistic production model application results for the fleet-aggregated Atlantic blue marlin catch and composite CPUE data.

Model parameters		Management parameters	
r	0.12	MSY	2227
K	73453	Bmsy	36727
B1950/K	1.0	Bnow/Bmsy	0.42
catchability		Fnow/Fmsy	4.21
combined	3.3441E-05		

**Table 18.** Summary of blue marlin non-equilibrium production model results. Run 1 corresponds to the base assessment evaluation. Seventeen additional sensitivity evaluations were conducted.

RUN	Index	Dynamics Model	Constraints	Comments	F/Fmsy	B/Bmsy	MSY
Run 1	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Base	4.21	0.37	2000
FL 1	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Base Fishlab	4.21	0.42	2227
Run 2	Combined, equal wt	Fox	B1=K	Base alternative model	3.10	0.46	2216
DD	Combined, wt by catch	Delay-diff	B1=K	Alternative model, Pacific growth	2.23	0.46	3245
Step 7	Eight indices	Logistic	B1=K	Stepwise indices	3.12	0.57	1825
FL 0	Nine indices	Logistic	B1=K	Fishlab	3.14	0.51	2134
Retro 1	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Drop 1996-99 data	(in 1995) 4.20	(in 1996) 0.23	3260
Retro 2	Combined, equal wt	Fox	B1=K	Drop 1996-99 data	(in 1995) 3.89	(in 1996) 0.38	2380
Retro 3	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Ignore 1996-99 index	>10	<0.10	2253
Retro 4	Combined, equal wt	Fox	B1=K	Ignore 1996-99 index	>10	<0.10	2252
Sens 1	Combined, equal wt	Logistic	None	Use 1986-99 data only	0.76	1.14	3884
Sens 1 FL	Combined, equal wt	Logistic	None	Use 1986-99 data only	0.72	1.16	3994
Sens 2	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Assume 2 series split 1973/74	2.11	0.51	2999
Sens 2 FL	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Assume 2 series split 1973/74	2.03	0.57	2867
Sens 3	JLL alternative CPUE since	Logistic	None	Alternative catch rate	0.96	0.94	3710
Miss 0	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Condition on effort, no missing catch	1.88	0.56	2311
Miss 1	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Condition on effort, missing 66-72	2.08	0.37	2856
Miss 2	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Condition on effort, missing 66-72 and	1.52	0.42	4401

**Table 19.** ASPIC fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to the time period 1986-1999 only.

```

Thursday, 27 Jul 2000 at 17:52:43, ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (BETA Ver.
4.07) FIT program mode, LOGISTIC model mode, YLD conditioning, SSE optimization
CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)                                     Input file:
bum_comb_8699.inp
TOTAL OBJECTIVE FUNCTION:                                                    1.77743221E-01
MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)
-----
Parameter      Estimate      User/pgm guess      2nd guess
-----
Estimated      User guess
B1/K           Starting biomass ratio (year 1986)      6.330E-01      1.000E+00      6.000E-01
1
MSY            Maximum sustainable yield                3.884E+03      2.200E+03      2.658E+03
1
K              Maximum population size                  1.081E+04      4.000E+04      2.126E+04
1
phi            Position of Bmsy relative to K           5.000E-01      -----
0
----- Catchability Coefficients by Fishery -----
q(1)           Combined CPUE Index, Total Catch         1.180E-04      2.000E-05      1.600E-03
1
MANAGEMENT and DERIVED PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)
-----
Parameter      Estimate      Logistic formula
-----
General formula
MSY            Maximum sustainable yield                3.884E+03      ----
----
Bmsy           Stock biomass giving MSY                5.406E+03      K/2
K*n**(1/(1-n))
Fmsy           Fishing mortality at MSY                 7.183E-01      MSY/Bmsy
MSY/Bmsy
n              Exponent in production function         2.000E+00      ----
----
g              Fletcher's gamma                         4.000E+00      ----
[n**(n/(n-1))]/[n-1]
B./Bmsy       Ratio: B(2000)/Bmsy                     1.144E+00      ----
----
F./Fmsy       Ratio: F(1999)/Fmsy                     7.752E-01      ----
----
Ye.           Equilibrium yield available in 2000      3.803E+03      4*MSY*(B/K-(B/K)**2)
g*MSY*(B/K-(B/K)**n)
Ye./MSY       Proportion of MSY available in 2000     9.792E-01      ----

```

**Table 20.** FISHLAB fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to the time period 1986-1999 only.

Model parameters	Management parameters
r	0.99 MSY 3994
K	16016 Bmsy 8008
B1986/K	1.0 Bnow/Bmsy 1.16
catchability	Fnow/Fmsy 0.72
combined	7.42412E-05



**Table 21.** ASPIC fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to two time periods (1956-1973 and 1974-1999).

```

Thursday, 27 Jul 2000 at 18:02:53, ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (BETA Ver.
4.07) FIT program mode, LOGISTIC model mode, YLD conditioning, SSE optimization
CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE) Input file:
bum_comb_2q.inp
TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 2.52167164E+00
MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)
-----
Parameter Estimate User/pgm guess 2nd guess Estimated
User guess
B1/K Starting biomass ratio (year 1956) 7.611E-01 1.000E+00 6.000E-01 1
1
MSY Maximum sustainable yield 2.999E+03 2.200E+03 2.406E+03 1
1
K Maximum population size 4.757E+04 4.000E+04 1.925E+04 1
1
phi Position of Bmsy relative to K 5.000E-01 ---- ---- 0
0
----- Catchability Coefficients by Fishery -----
q(1) Early Years (1956-1973) 9.088E-05 2.000E-05 1.600E-03 1
1
q(2) Later Years (1974-1999) 4.441E-05 2.000E-05 1.600E-03 1
1
MANAGEMENT and DERIVED PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)
-----
Parameter Estimate Logistic formula
General formula
MSY Maximum sustainable yield 2.999E+03 ----
----
Bmsy Stock biomass giving MSY 2.378E+04 K/2
K*n**(1/(1-n))
Fmsy Fishing mortality at MSY 1.261E-01 MSY/Bmsy
MSY/Bmsy
n Exponent in production function 2.000E+00 ----
----
g Fletcher's gamma 4.000E+00 ----
[n**(n/(n-1))]/[n-1]
B./Bmsy Ratio: B(2000)/Bmsy 5.050E-01 ----
----
F./Fmsy Ratio: F(1999)/Fmsy 2.105E+00 ----
----
Ye. Equilibrium yield available in 2000 2.264E+03 4*MSY*(B/K-(B/K)**2)
g*MSY*(B/K-(B/K)**n)
Ye./MSY Proportion of MSY available in 2000 7.549E-01 ----
-----

```

**Table 22.** FISHLAB fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data for two time periods (1956-1973 and 1974-1999).

Model parameters		Management parameters	
r	0.24	MSY	2867
K	48328	Bmsy	24164
B1950/K	1.0	Bnow/Bmsy	0.57
catchability		Fnow/Fmsy	2.03
early	7.77271E-05		
late	4.04591E-05		

**Table 23.** Results of sensitivity evaluation with a logistic production model fit to the CPUE of Japanese longliners standardized by the Hinton and Nakano (1996) method.

```

28 Jul 2000 at 04:36:53
ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 3.82) BOT Mode
TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 4.58148831E+00
Number of restarts required for convergence: 32
Est. B-ratio coverage index (0 worst, 2 best): 1.6478 < These two measures are
defined in Prager
Est. B-ratio 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
B1R Starting biomass ratio, year 1956 3.482E+00 2.000E+00 1
1
MSY Maximum sustainable yield 3.710E+03 2.000E+03 1
1
r Intrinsic rate of increase 4.906E-01 1.700E+00 1
1
..... Catchability coefficients by fishery:
q(1) Simulated Fishery #1 4.322E-03 4.500E-02 1
1
MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)
-----
Parameter Estimate Formula Related
quantity
MSY Maximum sustainable yield 3.710E+03 Kr/4
K Maximum stock biomass 3.025E+04
Bmsy Stock biomass at MSY 1.512E+04 K/2
Fmsy Fishing mortality at MSY 2.453E-01 F/2
F(0.1) Management benchmark 2.208E-01 0.9*Fmsy
Y(0.1) Equilibrium yield at F(0.1) 3.673E+03 0.99*MSY
B-ratio Ratio of B(2000) to Bmsy 9.419E-01
F-ratio Ratio of F(1999) to Fmsy 9.611E-01
F01-mult Ratio of F(0.1) to F(1999) 9.364E-01
Y-ratio Proportion of MSY avail in 2000 9.966E-01 2*Br-Br^2 Ye(2000) =
3.698E+03
-----

```

**Table 24.** Data employed in sensitivity analysis of the effect of missing catch information.

Year	Catch	CPUE	Catch_CPUE	Data in Regression	Predicted Values	Effort Substituted Values		Fit
						Fit 0	Fit 1	
1959	841	3.32	253.27		3220.53	253.27	253.27	1
1960	2815	2.94	958.50		3275.61	958.50	958.50	1
1961	4083	4.24	962.29		3330.69	962.29	962.29	1
1962	7308	4.98	1468.33		3385.77	1468.33	1468.33	1
1963	9038	3.01	3006.29	3006.29	3440.85	3006.29	3006.29	3
1964	8011	2.08	3844.20	3844.20	3495.93	3844.20	3844.20	3
1965	6156	1.49	4122.18	4122.18	3551.01	4122.18	4122.18	4
1966	3863	2.29	1685.38		3606.10	1685.38	<b>3606.10</b>	<b>3</b>
1967	2246	1.87	1201.07		3661.18	1201.07	<b>3661.18</b>	<b>3</b>
1968	2527	2.15	1172.89		3716.26	1172.89	<b>3716.26</b>	<b>3</b>
1969	3106	2.22	1401.96		3771.34	1401.96	<b>3771.34</b>	<b>3</b>
1970	2886	1.83	1573.53		3826.42	1573.53	<b>3826.42</b>	<b>3</b>
1971	3398	1.07	3180.75		3881.50	3180.75	<b>3881.50</b>	<b>3</b>
1972	2414	0.89	2706.89		3936.58	2706.89	<b>3936.58</b>	<b>3</b>
1973	3226	0.72	4462.68	4462.68	3991.66	4462.68	4462.68	4
1974	3095	1.01	3059.38	3059.38	4046.74	3059.38	3059.38	3
1975	3271	0.68	4806.77	4806.77	4101.82	4806.77	4806.77	4
1976	2419	0.56	4337.10	4337.10	4156.90	4337.10	4337.10	4
1977	2181	0.71	3057.53	3057.53	4211.98	3057.53	3057.53	4
1978	1642	0.62	2655.18		4267.06	2655.18	2655.18	4
1979	1527	0.81	1874.75		4322.14	1874.75	1874.75	4
1980	1728	1.02	1688.43		4377.22	1688.43	1688.43	4
1981	1903	1.11	1714.08		4432.30	1714.08	1714.08	4
1982	2656	0.91	2909.78		4487.38	2909.78	2909.78	4
1983	1914	1.07	1795.10		4542.46	1795.10	1795.10	4
1984	2582	1.31	1970.36		4597.54	1970.36	1970.36	4
1985	3161	1.06	2983.78		4652.62	2983.78	2983.78	4
1986	1977	0.91	2171.10		4707.71	2171.10	2171.10	4
1987	2048	0.99	2069.16		4762.79	2069.16	2069.16	4
1988	2742	0.93	2940.31		4817.87	2940.31	2940.31	4
1989	4206	1.05	4013.45	4013.45	4872.95	4013.45	4013.45	4
1990	4544	0.72	6354.93	6354.93	4928.03	6354.93	6354.93	6
1991	4156	0.72	5784.94	5784.94	4983.11	5784.94	5784.94	5
1992	2966	0.70	4223.85	4223.85	5038.19	4223.85	4223.85	4
1993	3254	0.67	4834.93	4834.93	5093.27	4834.93	4834.93	4
1994	4119	1.03	3998.74	3998.74	5148.35	3998.74	3998.74	3
1995	3948	0.85	4643.56	4643.56	5203.43	4643.56	4643.56	4
1996	4615	0.72	6386.85	6386.85	5258.51	6386.85	6386.85	6
1997	4303	0.70	6114.15	6114.15	5313.59	6114.15	6114.15	6
1998	3415	0.59	5765.93	5765.93	5368.67	5765.93	5765.93	5
1999	3316	0.69	4811.28	4811.28	5423.75	4811.28	4811.28	4



**Table 25. (Cont.)**

Blue Marlin Fit 2

28 Jul 2000 at 07:26.45

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE) Input file: fit2.inp  
 TOTAL OBJECTIVE FUNCTION 5.47809130E+00  
 NOTE: B1-ratio constraint term contributing to loss. Sensitivity analysis advised.  
 MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter		Estimate	User / pgrm guess	2nd guess	Estimated	User guess
B1/K	Starting biomass ratio (1959)	1.364E+00	2.130E+00	6.000E-01	1	1
MSY	Maximum sustainable yield	4.401E+03	1.145E+03	3.175E+03	1	1
K	Maximum population size	4.153E+04	4.803E+04	2.540E+04	1	1
phi	Position of Bmsy relative to K	5.000E-01	----	----	0	0
----- Catchability Coefficients by Fishery -----						
q(1)	CATCH AND EFFORT	6.688E-05	2.600E-06	1.040E-03	1	1
q(2)	CPUE	6.903E-05	2.600E-05	1.040E-02	1	1

MANAGEMENT and DERIVED PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter		Estimate	Logistic formula	General formula
MSY	Maximum sustainable yield	4.401E+03	----	----
Bmsy	Stock biomass giving MSY	2.077E+04	K/2	$K * n^{**}(1/(1-n))$
Fmsy	Fishing mortality at MSY	2.119E-01	MSY/Bmsy	MSY/Bmsy
n	Exponent in production function	2.000E+00	----	----
g	Fletcher's gamma	4.000E+00	----	$[n^{**}(n/(n-1))]/[n-1]$
B./Bmsy	Ratio: B(2000)/Bmsy	4.166E-01	----	----
F./Fmsy	Ratio: F(1999)/Fmsy	1.518E+00	----	----
Ye.	Equilibrium yield available in 2000	2.903E+03	$4 * MSY * (B/K - (B/K)^{**2})$	$g * MSY * (B/K - (B/K)^{**n})$
Ye./MSY	Proportion of MSY available in 2000	6.596E-01	----	----

Blue Marlin Fit 2

ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)

Obs	Year	Estimated total Fmortality	Estimated starting biomass	Estimated average biomass	Observed total yield	Model total yield	Estimated surplus production	Ratio of Fmortality to Fmsy	Ratio of biomass to Bmsy
1	1959	0.017	5.667E+04	5.278E+04	8.410E+02	8.941E+02	-6.101E+03	7.993E-02	2.729E+00
2	1960	0.064	4.968E+04	4.667E+04	2.815E+03	2.992E+03	-2.473E+03	3.025E-01	2.392E+00

**Table 26.** FISHLAB results for non-equilibrium Logistic production model fit to the Atlantic white marlin aggregated catch (Table 5) and composite CPUE index (Table 8).

Model parameters	Management parameters
r	0.1 MSY 1276
K	33381 Bmsy 16690
B1950/K	1.00 Bnow/Bmsy 0.13
catchability	Fnow/Fmsy 7.64
combined	1.09E-04

**Table 27.** FISHLAB results for non-equilibrium Logistic production model fit to the Atlantic white marlin fleet-specific catch (Table 5) and fleet-specific CPUE indices (Table 7).

Model parameters	Management parameters
r	0.07 MSY 854
K	48189 Bmsy 24094
B1950/K	1.00 Bnow/Bmsy 0.22
catchability:	Fnow/Fmsy 4.95
JAPLL	3.45E-05
USLL	9.39E-05
VENLL	1.19E-04
USRR	6.00E-05
CHTAI1	3.38E-05
CHTAI2	5.63E-05
CHTAI3	1.27E-04
VRR1	3.34E-05

**Table 28.** Summary of white marlin non-equilibrium production model results. Run 1 corresponds to the base assessment evaluation. Five additional sensitivity evaluations were conducted.

RUN	Index	Dynamics Model	Constraints	Comments	F/Fmsy	B/Bmsy	MSY
FL 1	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Base Fishlab	7.64	0.13	1276
Run 1	Combined, equal wt	Logistic	None	Base ASPIC; trimmed with least mean squares	>10	0.11	305
FL 0	Nine indices	Logistic	B1=K	Fishlab	4.95	0.22	854
Sens 1 FL	Combined, equal wt	Logistic	None	Use 1986-99 data only	0.69	0.95	1384
Sens 2 FL	Combined, equal wt	Logistic	B1=K	Assume 2 series split 1973/74	5.43	0.20	845
Sens 3	JLL, SCRS/00/81	Logistic	B1=K	Alternative catch rate	>10	<0.10	2009

**Table 29.** FISHLAB white marlin sensitivity results using only data for 1986-1999.

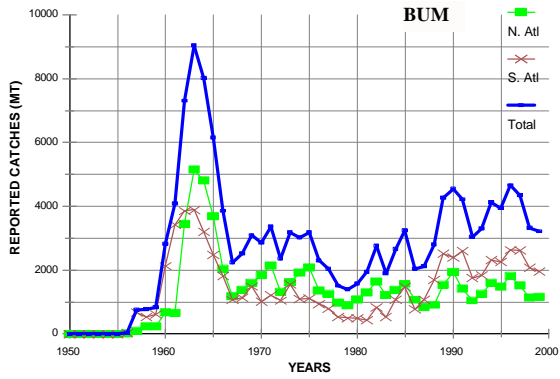
Model parameters	Management parameters.		
r	0.77	MSY	1384
K	7169	Bmsy	3584
B1986/K	1.00	Bnow/Bmsy	0.95
catchability:		Fnow/Fmsy	0.69
combined	1.35E-04		

**Table 30.** FISHLAB results for white marlin sensitivity trial using data for two periods 1959-1973 and 1974-1999.

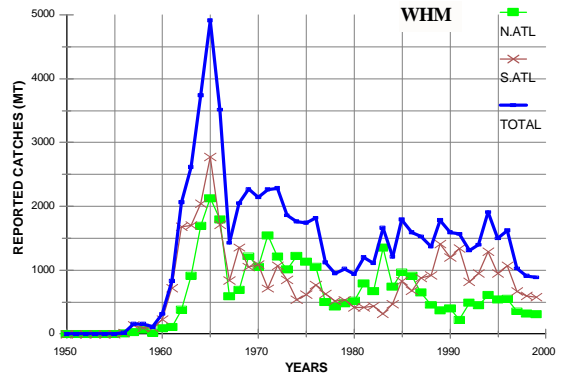
Model parameters	Management parameters		
r	0.07	MSY	845
K	48283	Bmsy	24141
B1950/K	1.00	Bnow/Bmsy	0.20
catchability :		Fnow/Fmsy	5.43
period 1	8.68E-05		
period 2	6.43E-05		

**Table 31.** Workshop's best estimates of landings (MT) 1995-1999 for blue marlin and white marlin in the Atlantic Ocean.

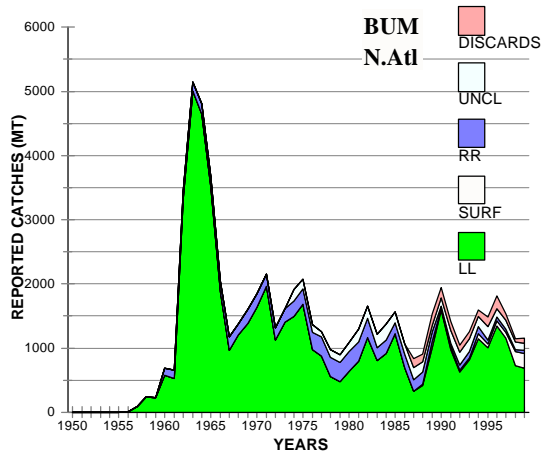
	1995 (mt)	1996 (mt)	1997 (mt)	1998 (mt)	1999 (mt)	1999/1996 (%)
<b>BLUE MARLIN</b>						
Total Atlantic	3948	4615	4303	3415	3316	72
North Atlantic	1366	1642	1460	1136	1120	68
South Atlantic	2303	2672	2622	2148	2030	76
Atlantic- Unknown Area	126	104	82	80	83	80
<b>WHITE MARLIN</b>						
Total Atlantic	1517	1635	1044	936	908	56
North Atlantic	454	487	324	292	259	53
South Atlantic	954	1074	640	602	585	54
Atlantic- Unknown Area	9	10	10	9	8	89



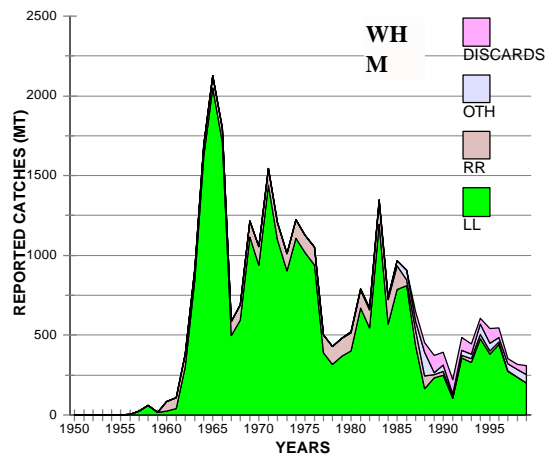
**Figure 1.** Reported catches of blue marlin in the Atlantic, by region.



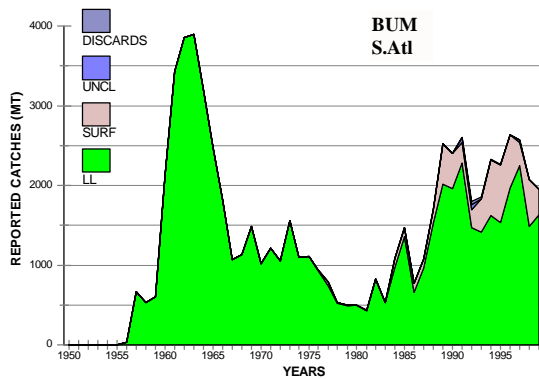
**Figure 4.** Reported catches of white marlin in the Atlantic by region.



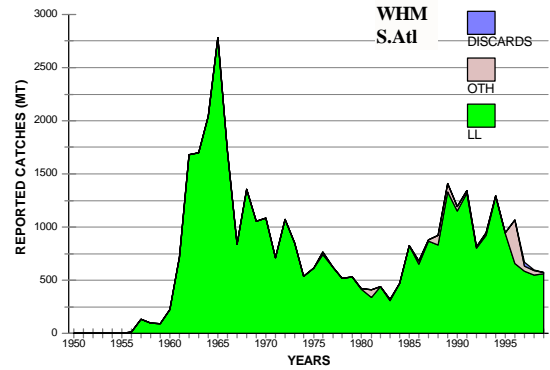
**Figure 2.** Accumulative reported catches of north Atlantic blue marlin by fishing gear category.



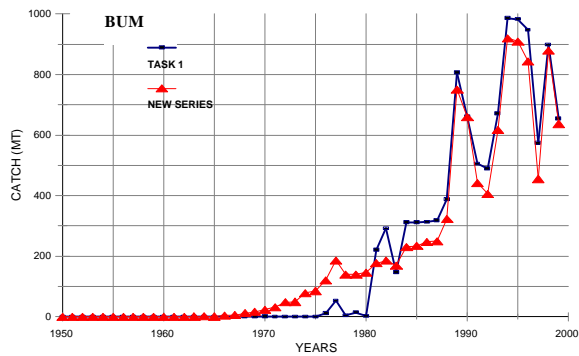
**Figure 5.** Accumulative reported catches of north Atlantic white marlin by fishing gear category.



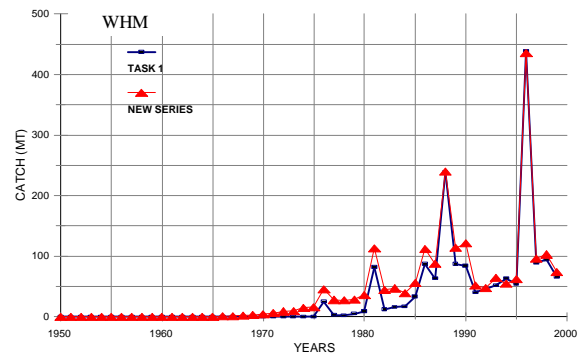
**Figure 3.** Accumulative reported catches of south Atlantic blue marlin by fishing gear category.



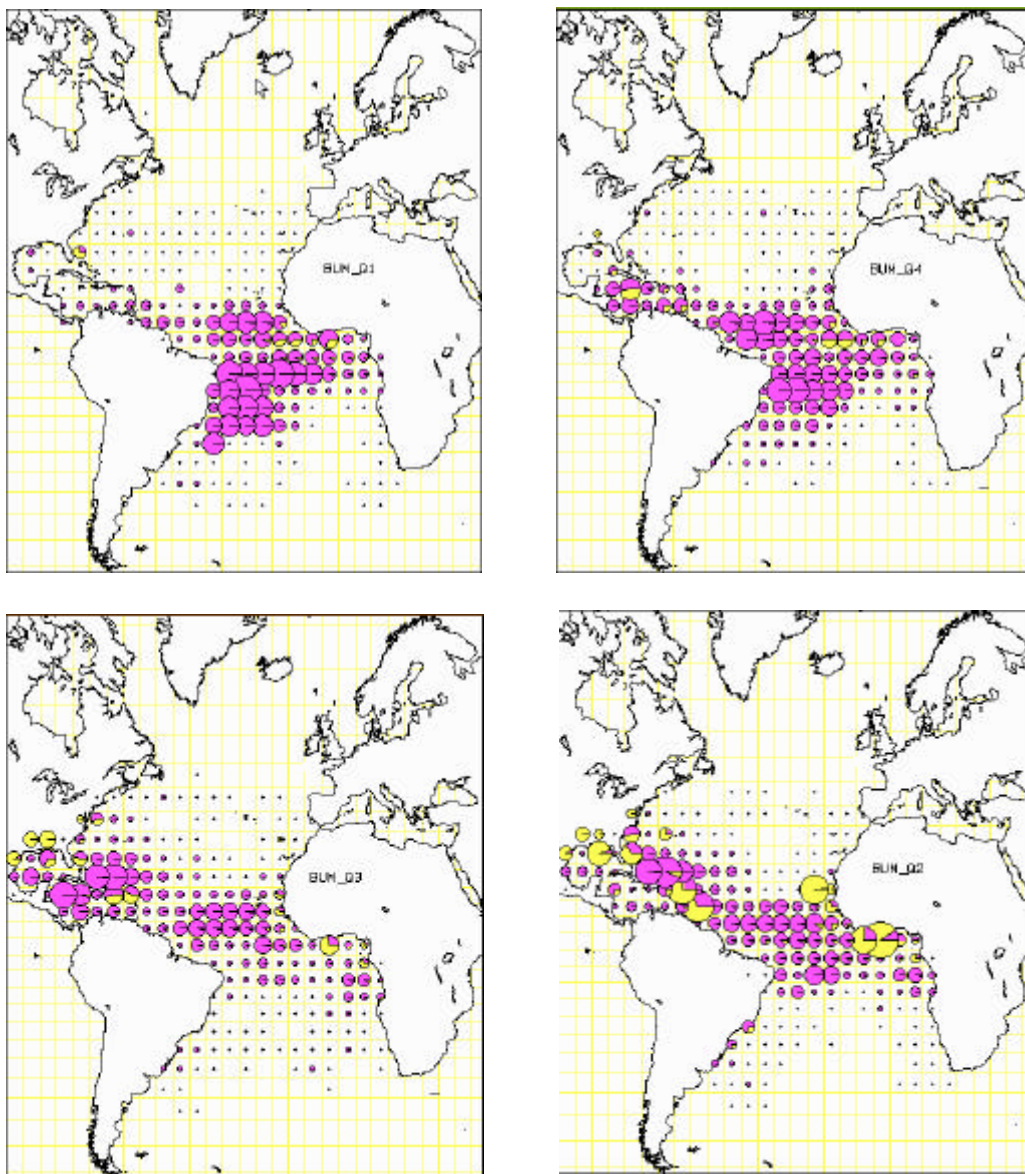
**Figure 6.** Accumulative reported catches of south Atlantic white marlin by fishing gear category.



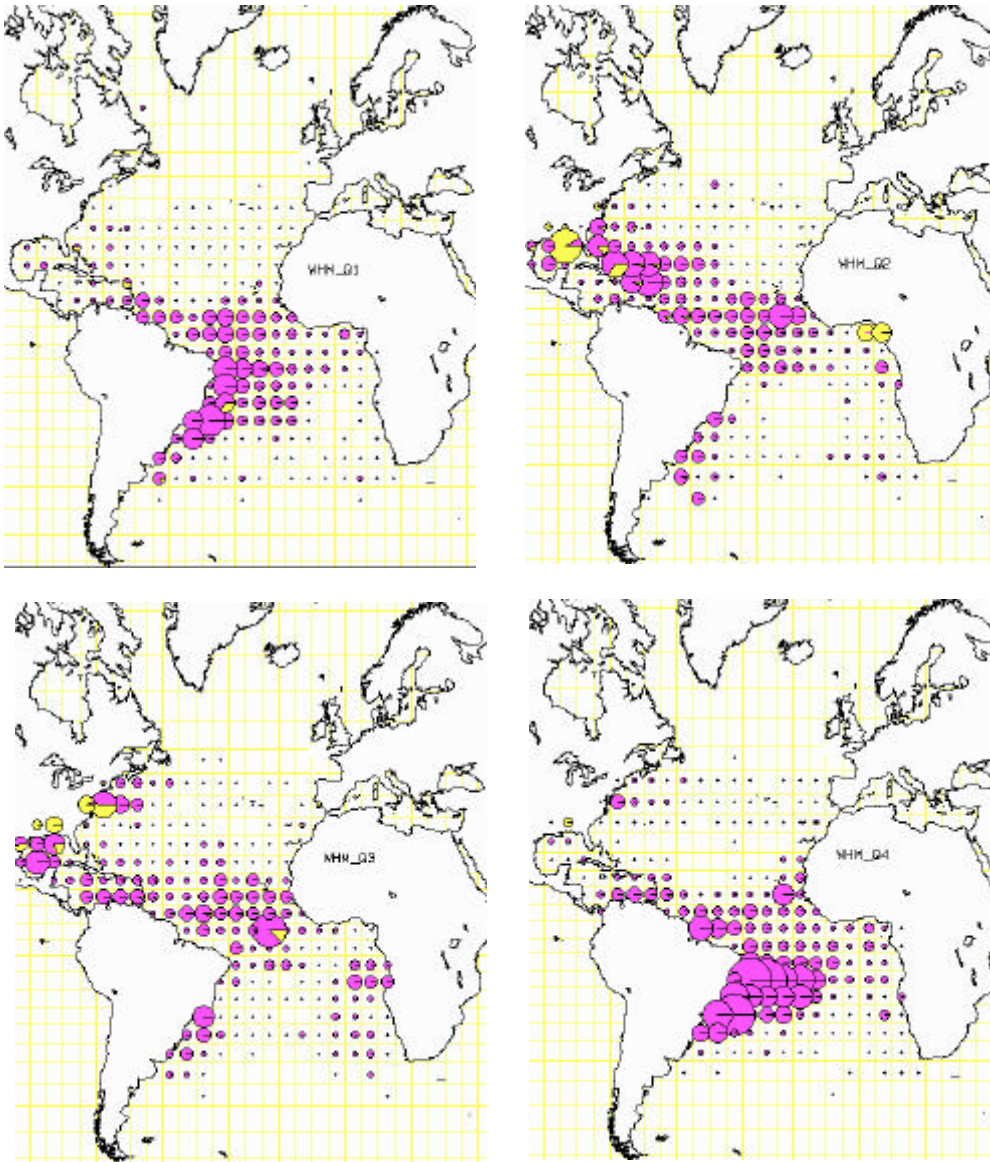
**Figure 7.** Comparison of Task I surface catch of blue marlin (total Atlantic Ocean) with new estimates (see Table 3).



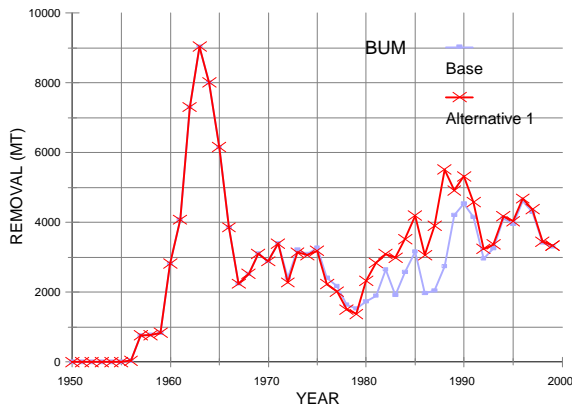
**Figure 8.** Comparison of Task I surface catch of white marlin (total Atlantic Ocean) with new estimates (see Table 3).



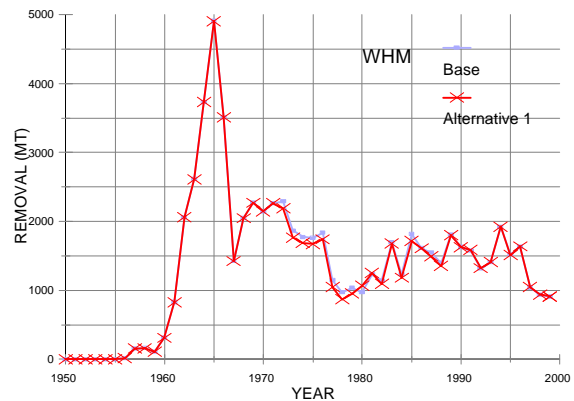
**Figure 9.** Geographical distribution of reported catches of blue marlin by quarter, combined for all years from 1950 to 1997. (Heavy-shaded areas represent longline catches and light-shaded areas represent gears other than longline.)



**Figure 10.** Geographical distribution of reported catches of white marlin by quarter, combined for all years from 1950 to 1997. (Heavy-shaded areas represent longline catches and light-shaded areas represent gears other than longline.)

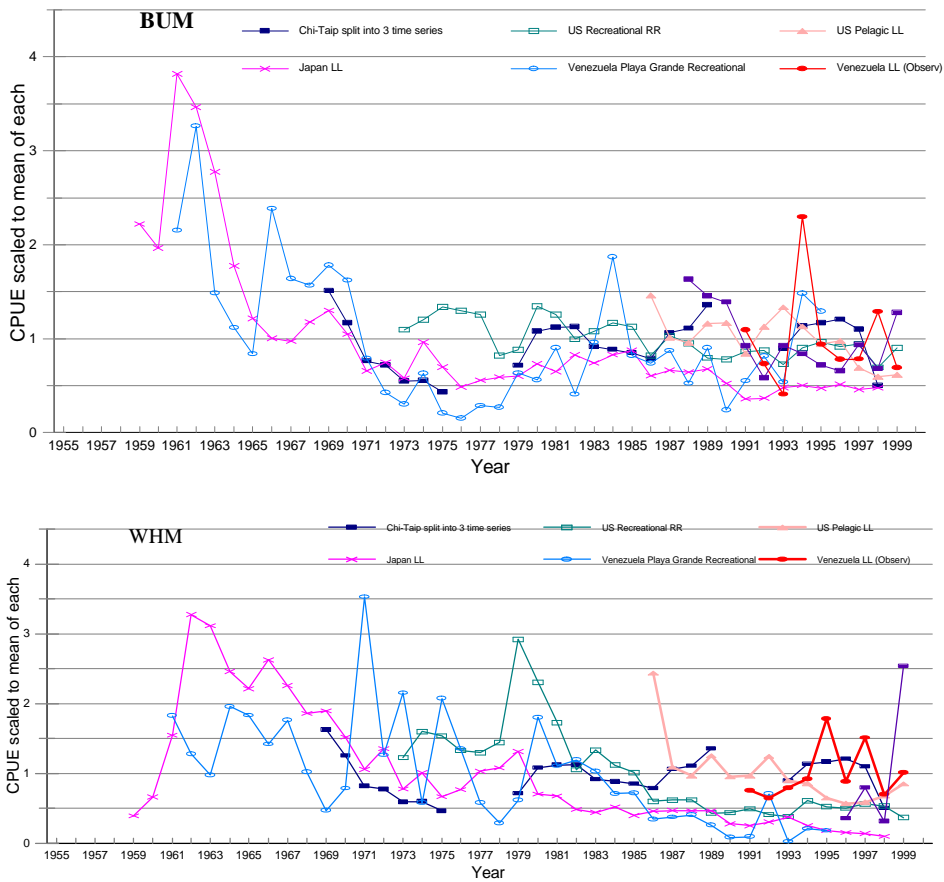


**Figure 11.** Comparison of blue marlin estimated removals (MT) using the base-line reported figures and using an alternative time-series as described in SCRS/00/57.

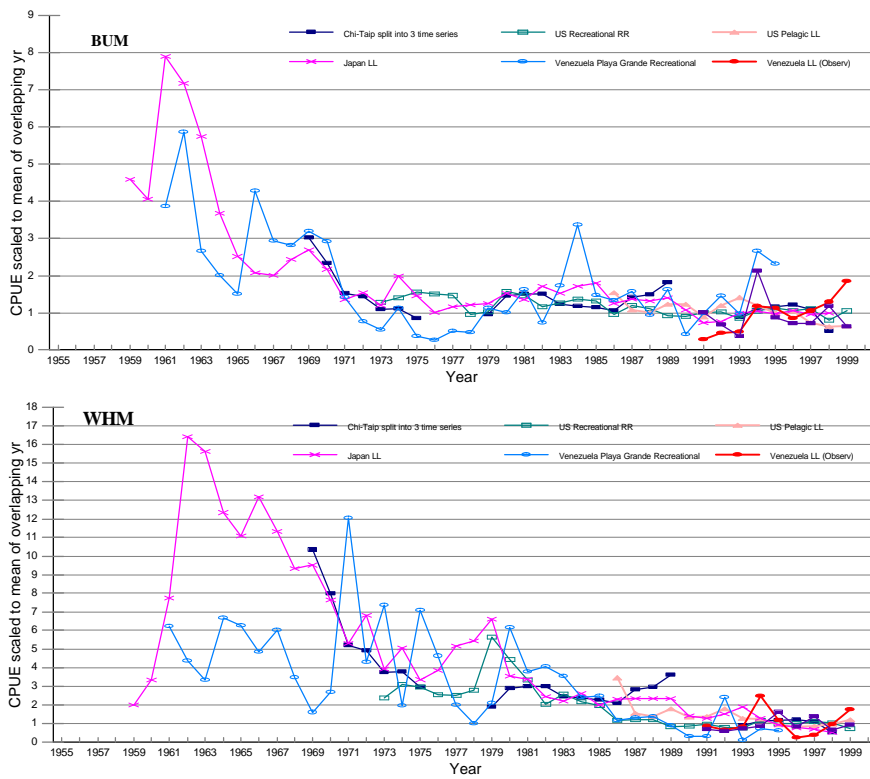


**Figure 12.** Comparison of white marlin estimated removals (MT) using the base-line reported figures and using an alternative time-series as described in SCRS/00/57

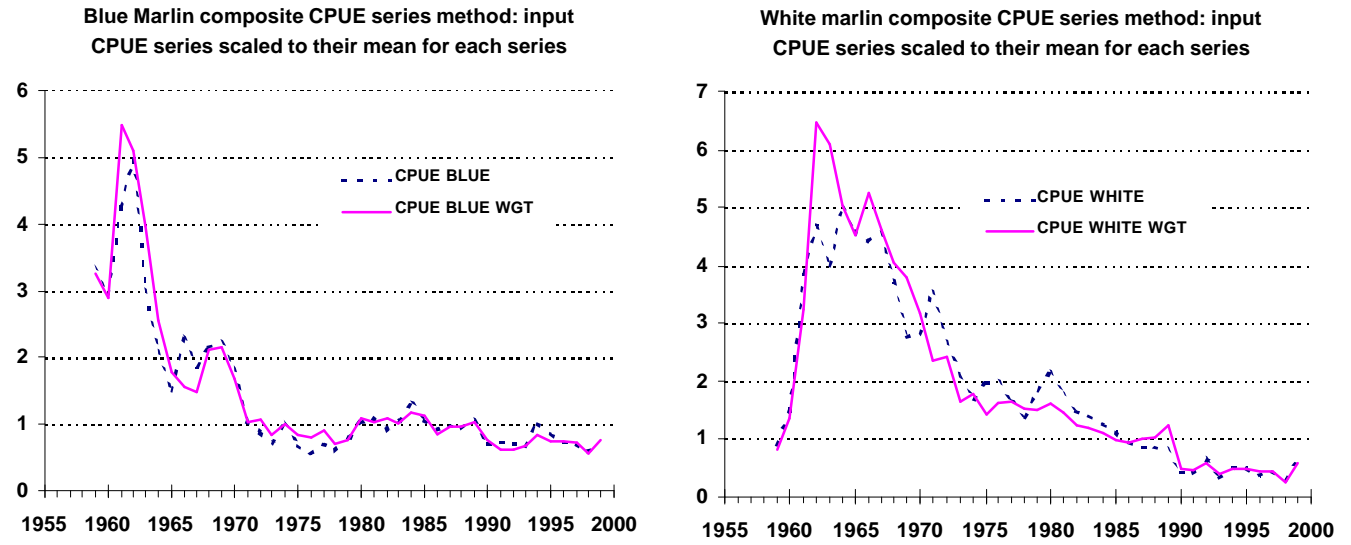




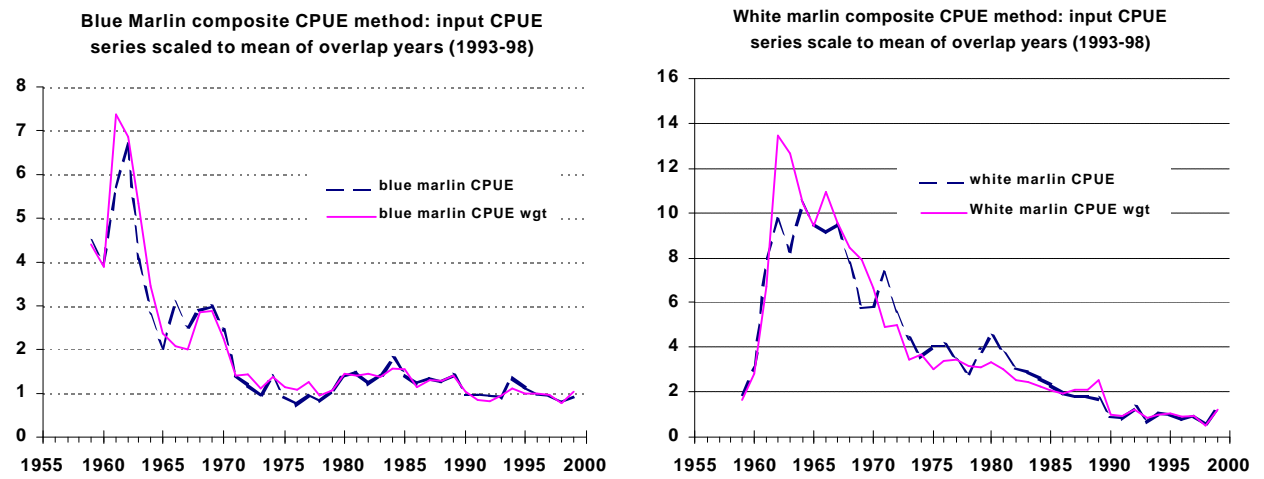
**Figure 13.** Blue marlin (top) and white marlin (bottom) available CPUE for the composite CPUE analysis; series scaled to their respective means.



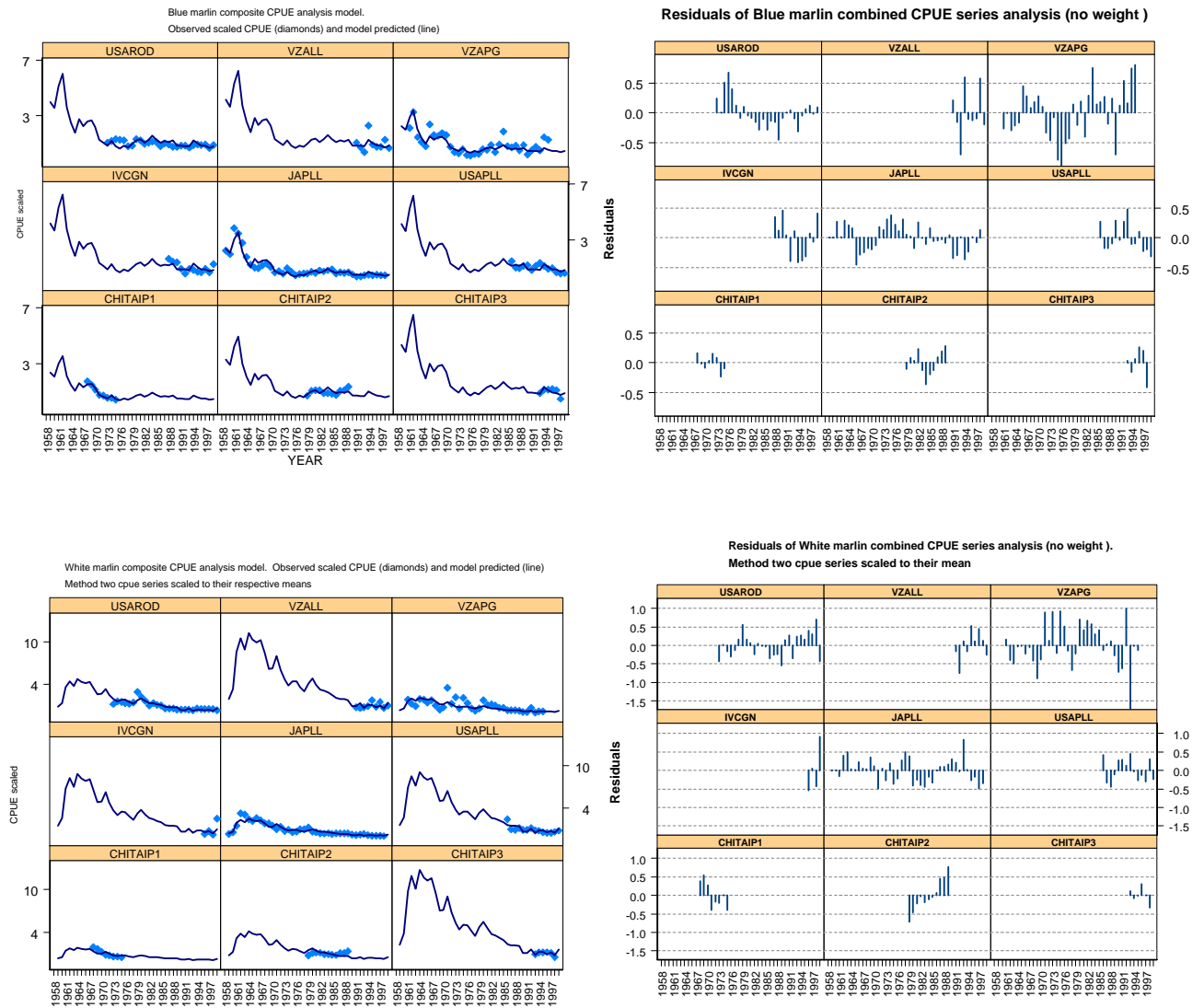
**Figure 14.** Blue marlin (top) and white marlin (bottom) available CPUE for the composite CPUE analysis; series scaled to their respective means for the overlapping years 1993-98.



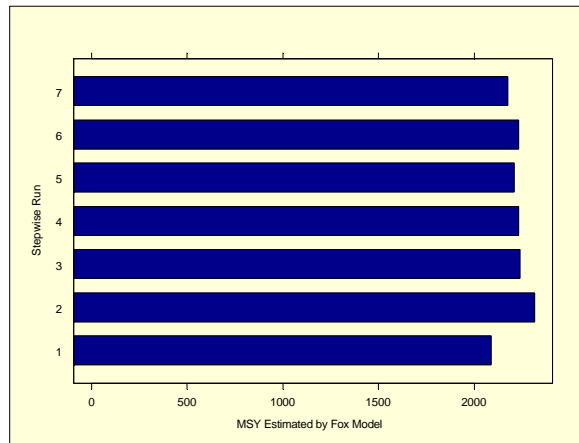
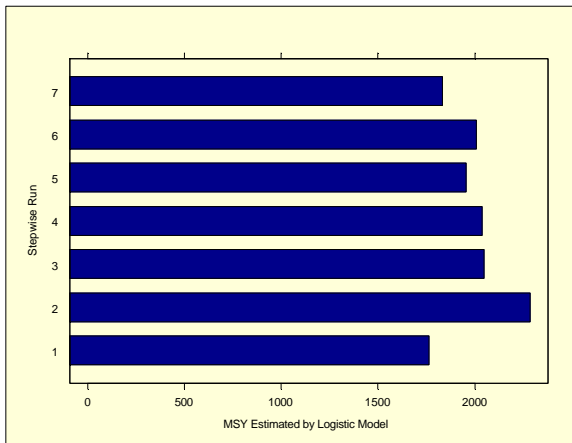
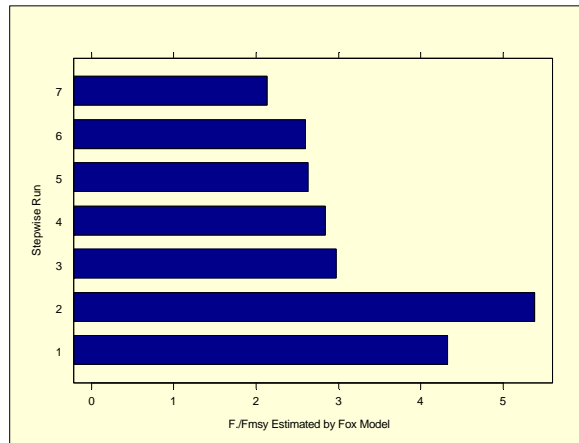
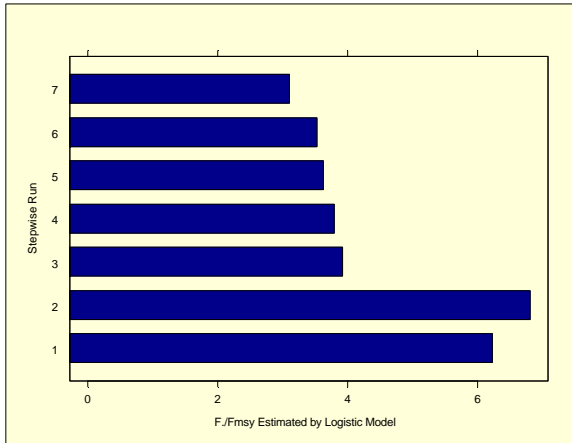
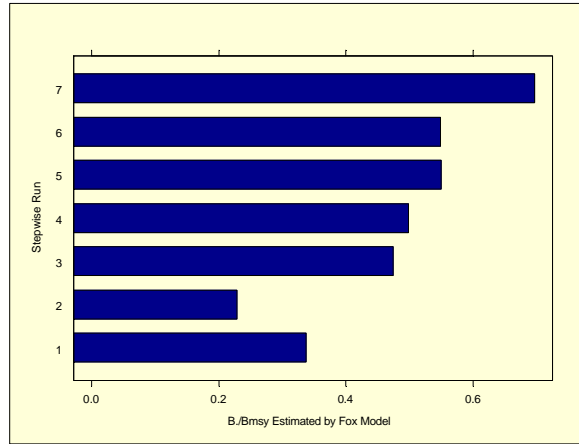
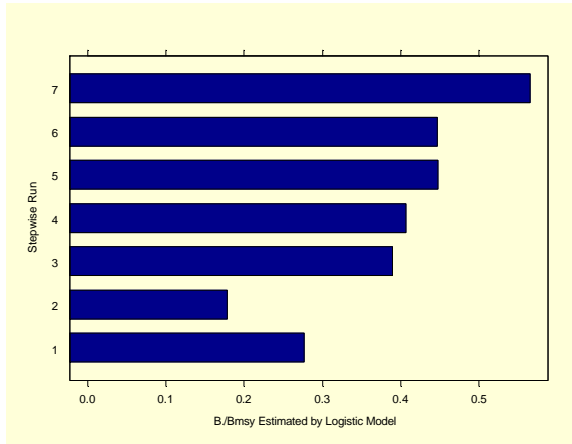
**Figure 15.** Composite CPUE series for blue and white marlin constructed using GLM methodology using the available time series scaled to their respective mean for the overlapping years (1993-98).



**Figure 16.** Composite CPUE series for blue and white marlin constructed using GLM methodology using the available time series scaled to their respective overall mean.



**Figure 17.** Generalized Linear Model fits to obtain the composite CPUE series using the input series scaled to their respective means and no weighting factor. Top: blue marlin; bottom: white marlin. Left: Observed and predicted CPUE; right: residual patterns.



**Figure18.** Estimates of relative stock status ( $B/B_{msy}$ , top), relative fishing mortality rate ( $F/F_{msy}$ , middle), and long-term production (MSY, bottom) for the step-wise addition procedure shown in Table10. Panels on the left correspond to the logistic model fit and panels on the right correspond to the Fox model fit.

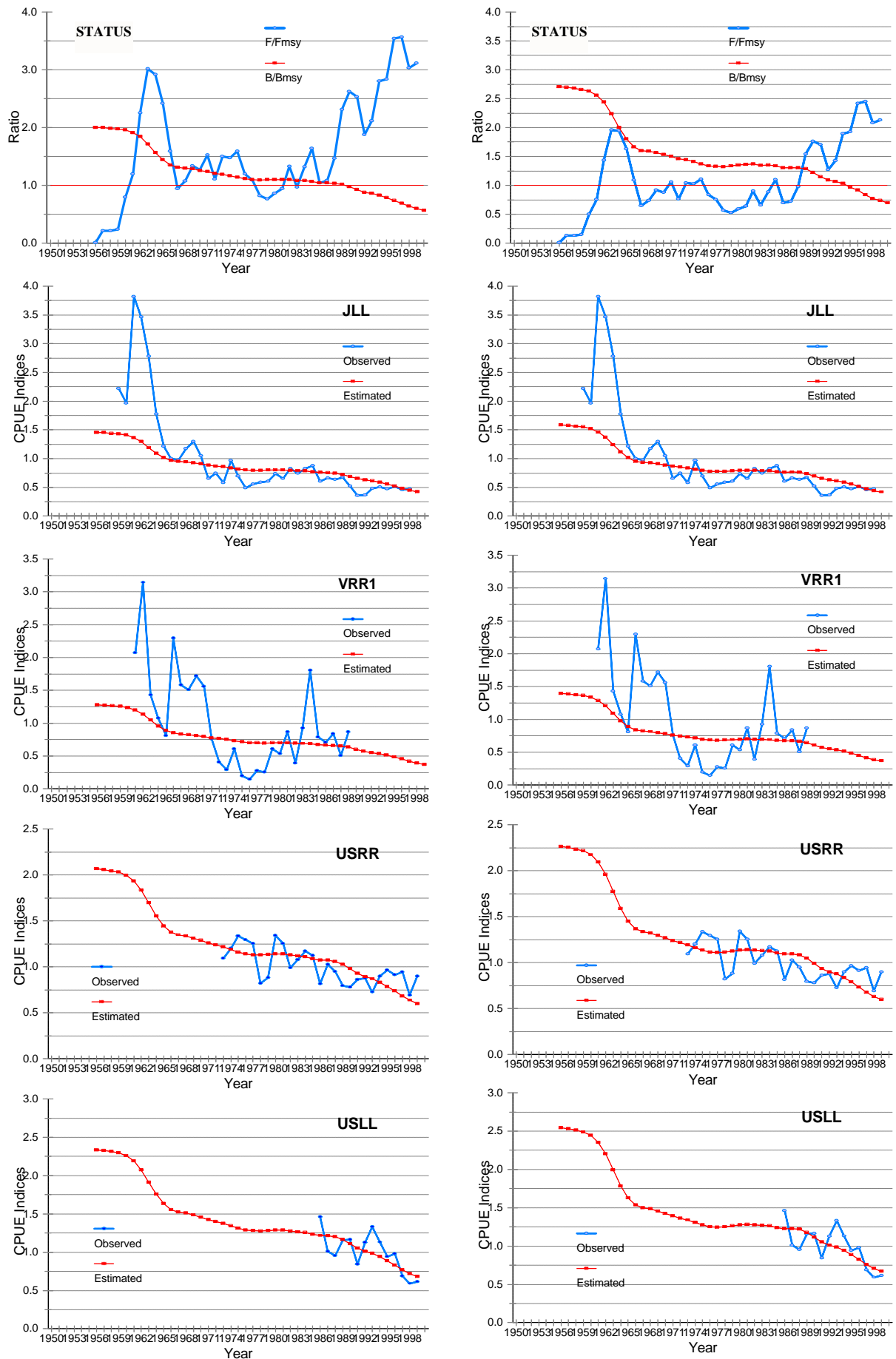


Figure 19. Fits to the indices used in step 7 (see Table 10) for Atlantic blue marlin.

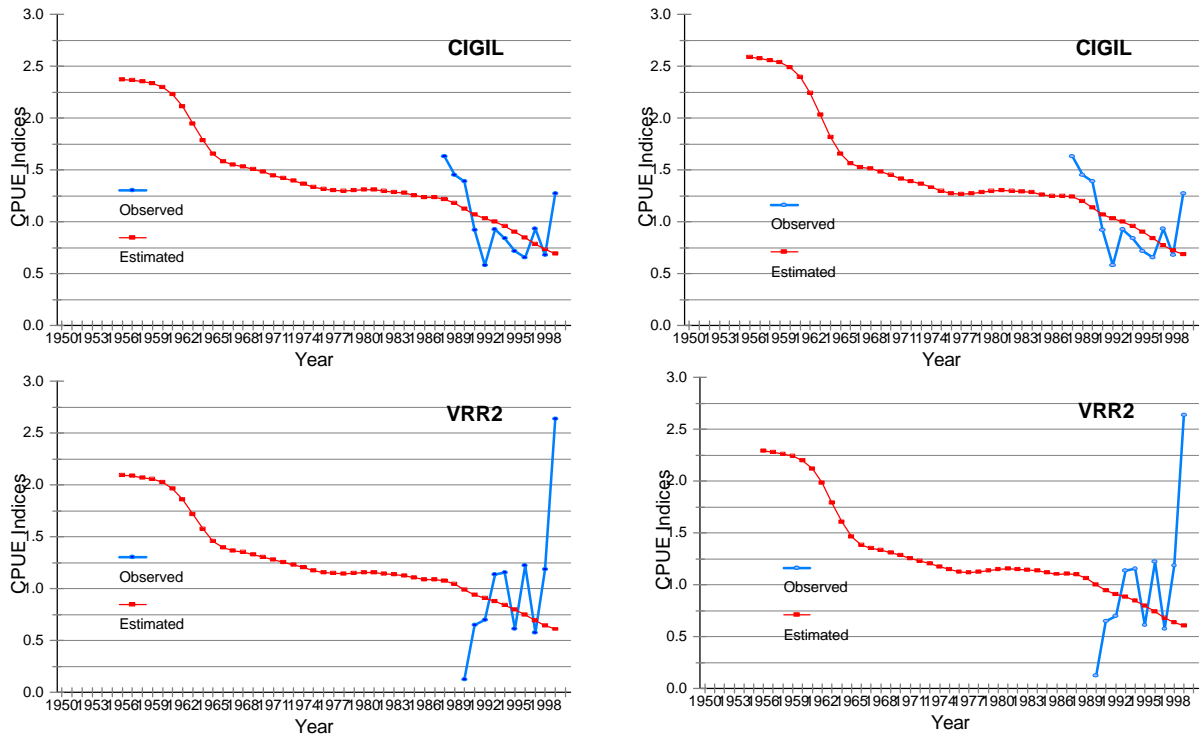


Figure 19. (Cont.)

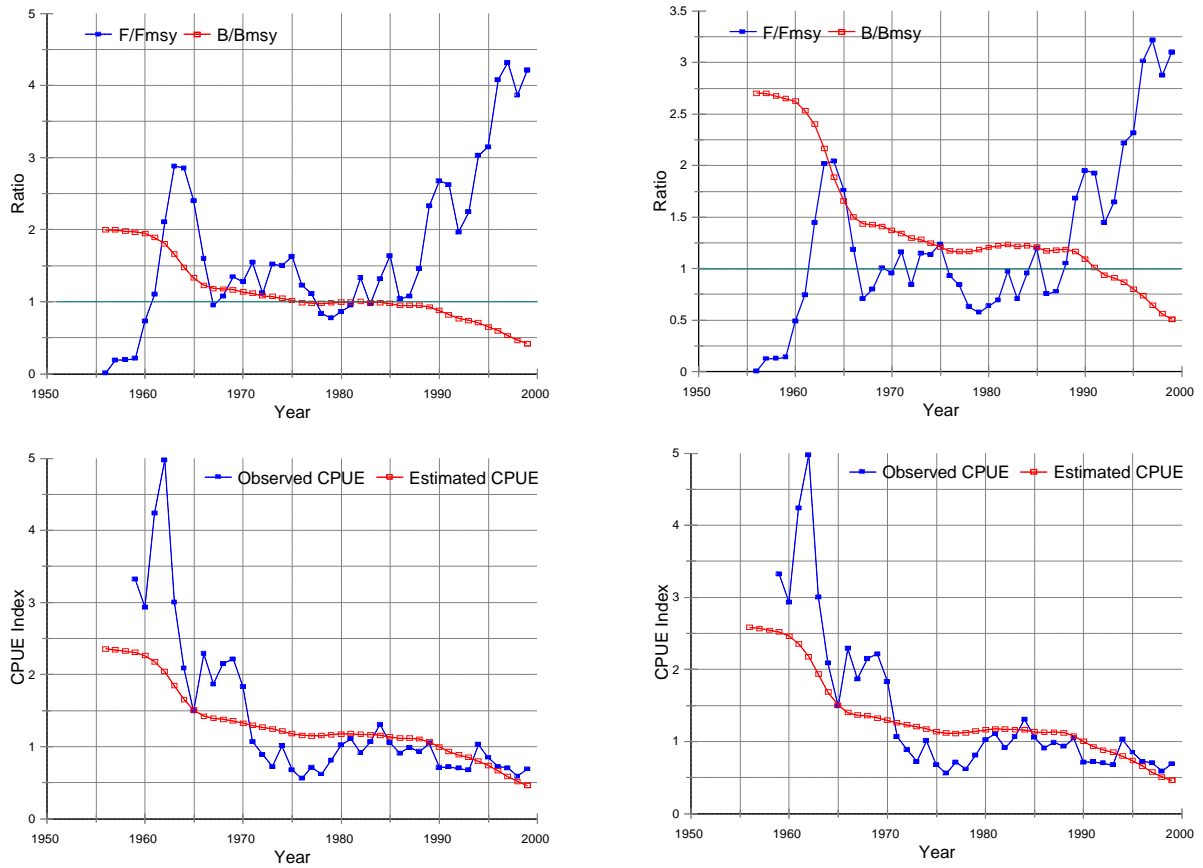
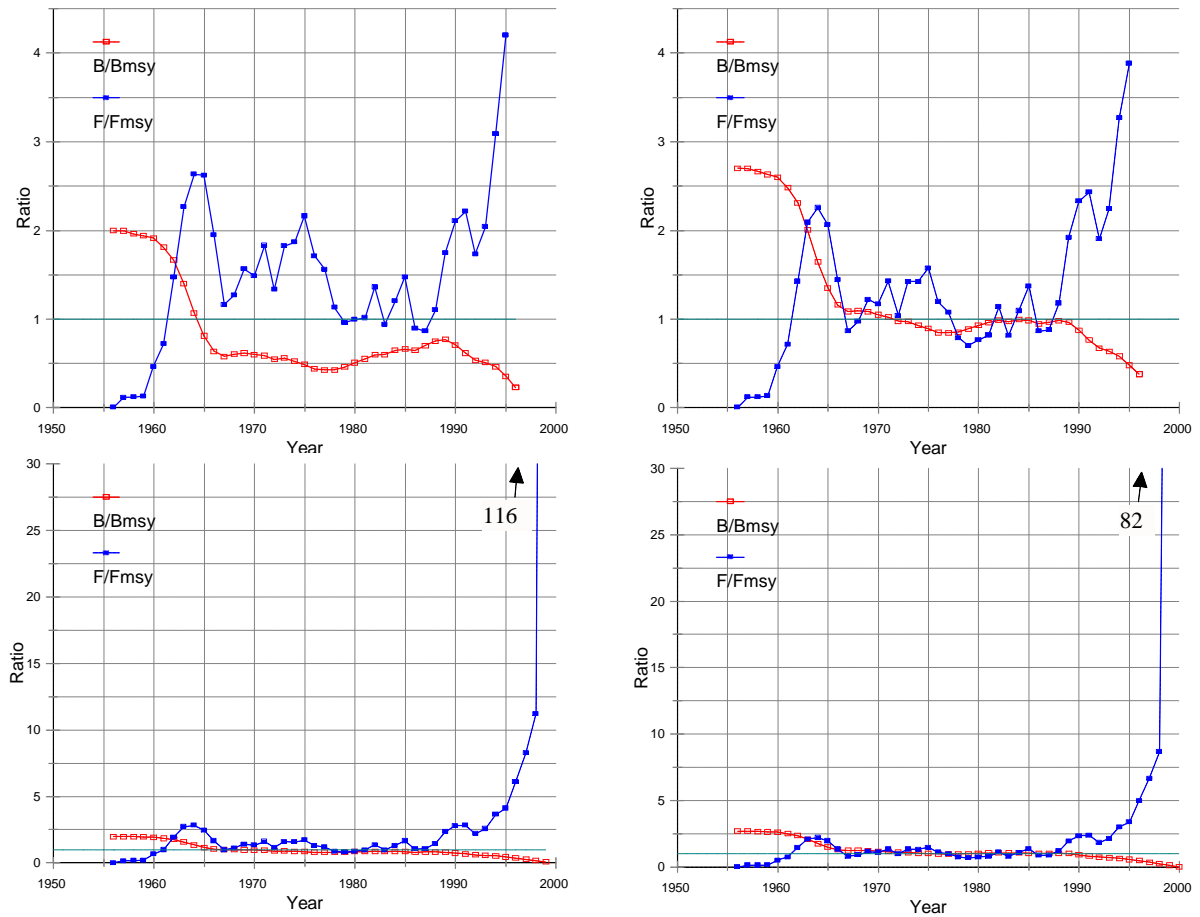
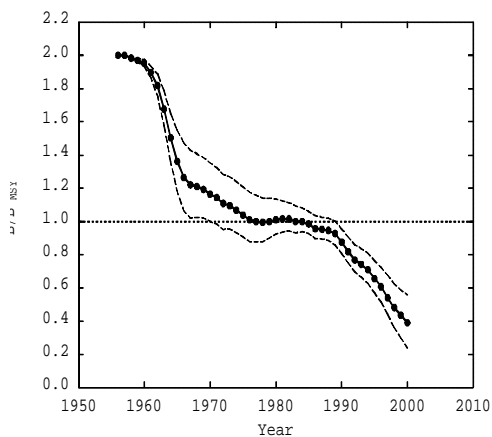


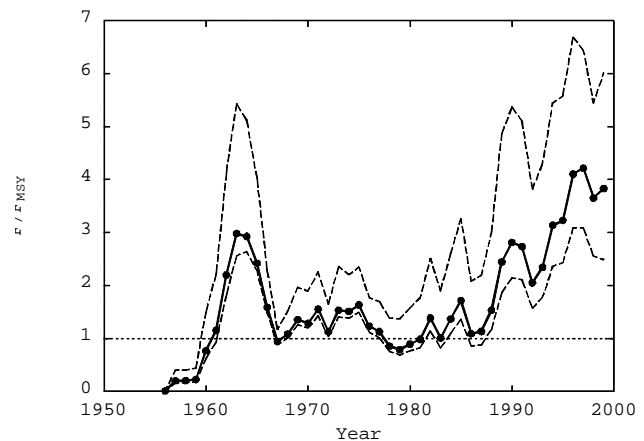
Figure 20. Stock status (upper) and model fits (lower) for the Logistic (left) and Fox (right) nonequilibrium production model formulations using the single composite CPUE index for blue marlin. These fits were made with ASPIC (ver 4.07).



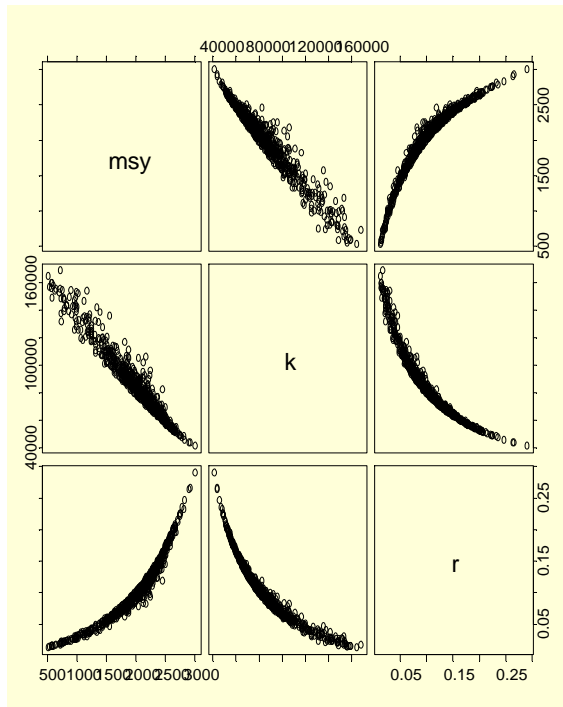
**Figure 21.** Retrospective analyses examining the model results truncating the current data at 1995, as would have been available at the last assessment. The upper panels reveal an assessment largely similar to the 1996 assessment, when neither the catch nor effort is considered beyond 1995. The lower panel indicates results of ignoring cpue since 1995, but including catch since that period. These results indicate that the production model estimates from 1996 would not support removals registered in Task I since 1996. Hence, the updated production model parameters compensate by estimating a somewhat more optimistic current status, but lower overall productivity level for the stock, given the current catch and effort history modeled.



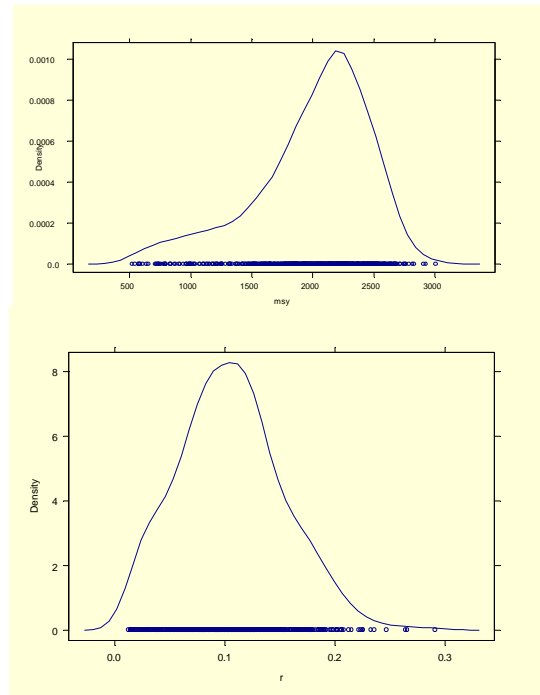
**Figure 22.** Atlantic blue marlin estimated median relative biomass trajectory (center, dark line) with approximate 80% confidence range (light lines) from bootstrapping the base case stock assessment.



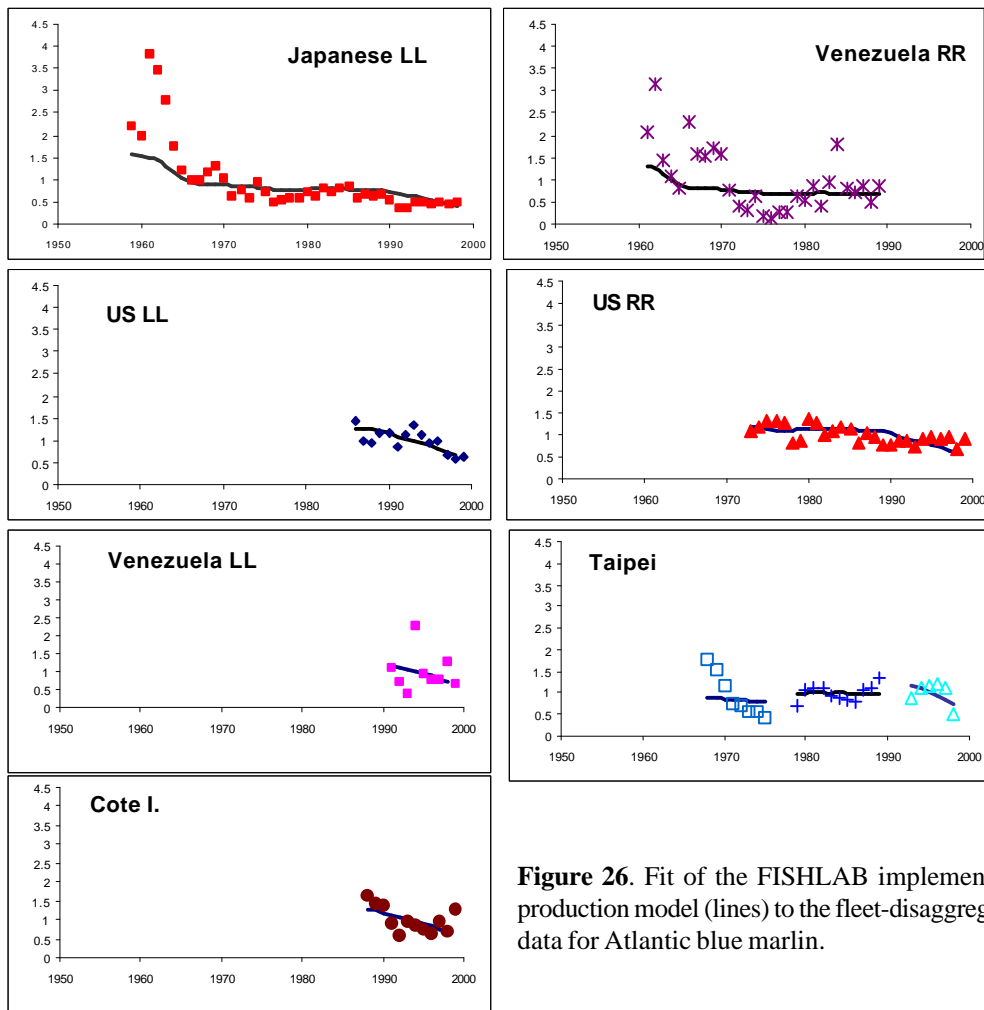
**Figure 23.** Atlantic blue marlin estimated median relative fishing mortality trajectory (center, dark line) with approximate 80% confidence range (light lines) from bootstrapping the base case stock assessment.



**Figure 24.** Correlation amongst model parameters  $r$ ,  $K$ , and  $MSY$  from the bootstrapped base-case blue marlin production model assessment.

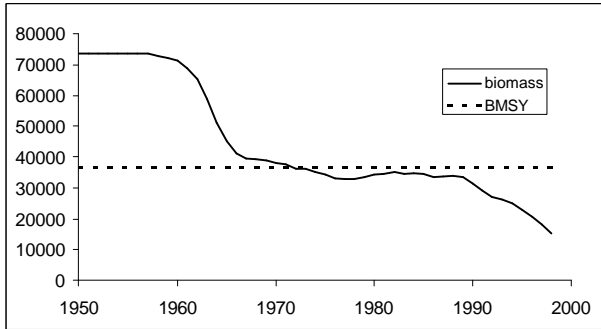


**Figure 25.** Bootstrap estimated probability density for  $r$  (lower) and  $MSY$  (upper) from the base case blue marlin stock evaluation.

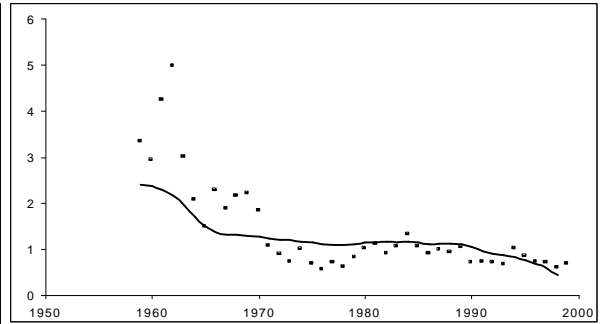


**Figure 26.** Fit of the FISHLAB implementation of the logistic production model (lines) to the fleet-disaggregated catch and CPUE data for Atlantic blue marlin.

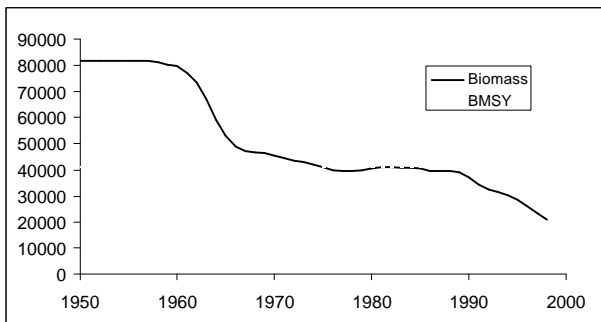




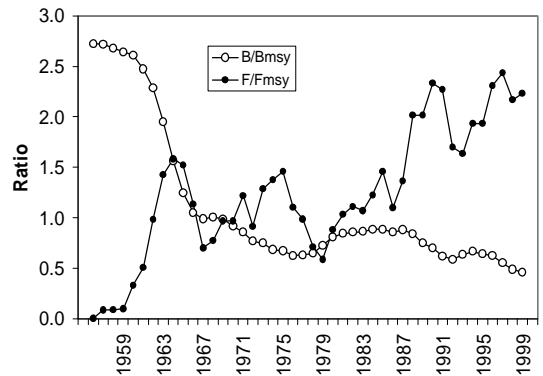
**Figure 27.** Estimated biomass trajectory for FISHLAB implementation of the logistic production model (lines) to the fleet-disaggregated catch and CPUE data for Atlantic blue marlin.



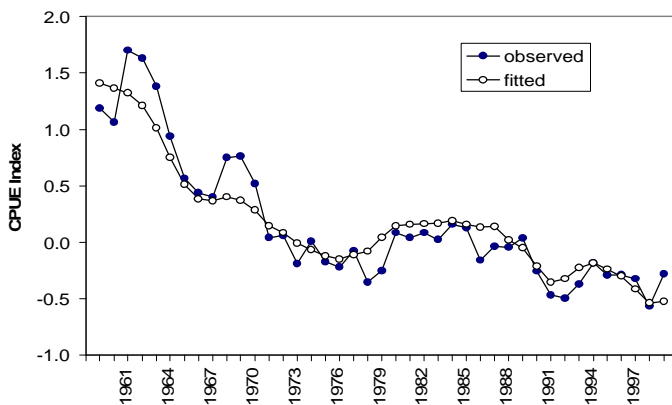
**Figure 28.** Fit of the FISHLAB implementation of the logistic production model (line) to the composite CPUE for Atlantic blue marlin.



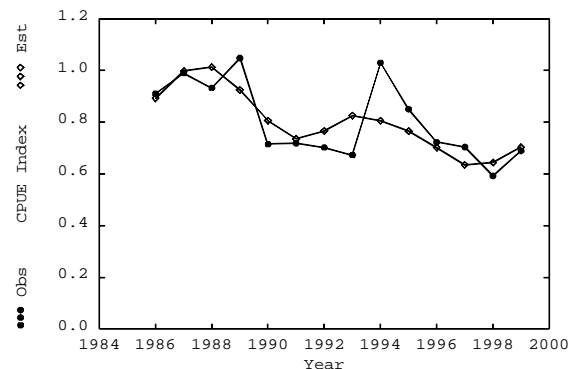
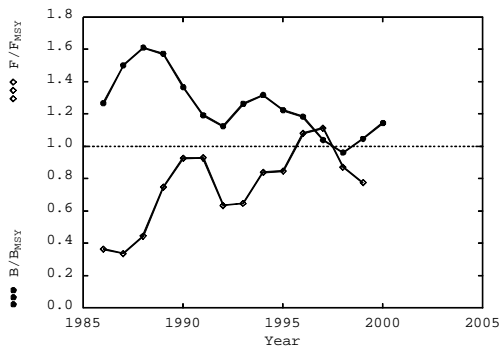
**Figure 29.** Estimated biomass trajectory from the biomass dynamic model fit with FISHLAB software to the blue marlin catch and composite CPUE index.



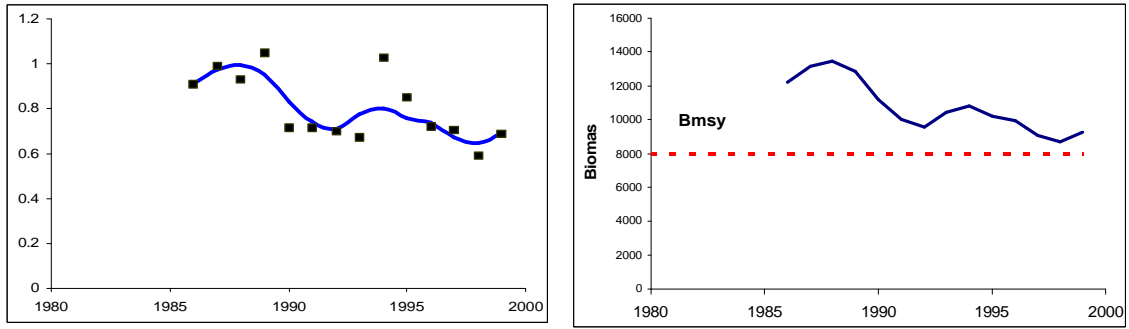
**Figure 30.** Plot of  $B/B_{MSY}$  for blue marlin obtained with the Deriso-Schnute model with annual natural mortality of 0.30.



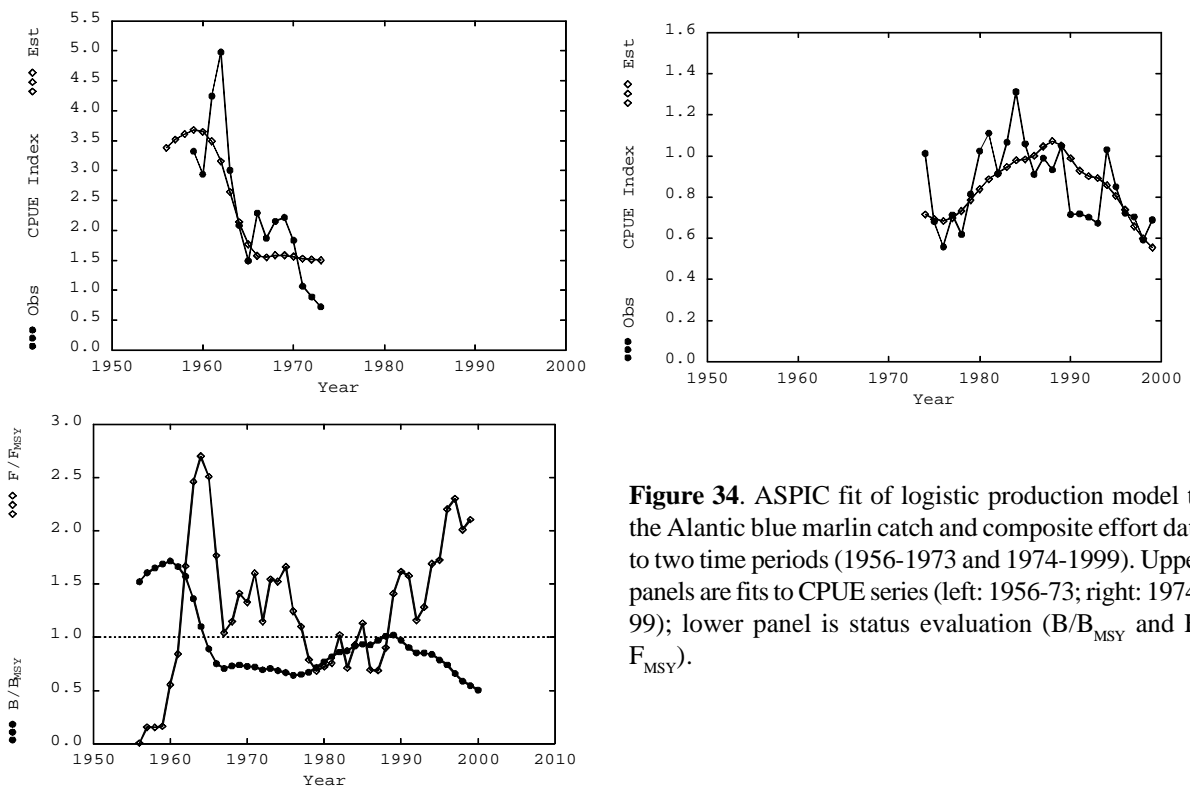
**Figure 31.** Plot of observed and fitted CPUE indices for blue marlin obtained with the Deriso-Schnute model with annual mortality of 0.30.



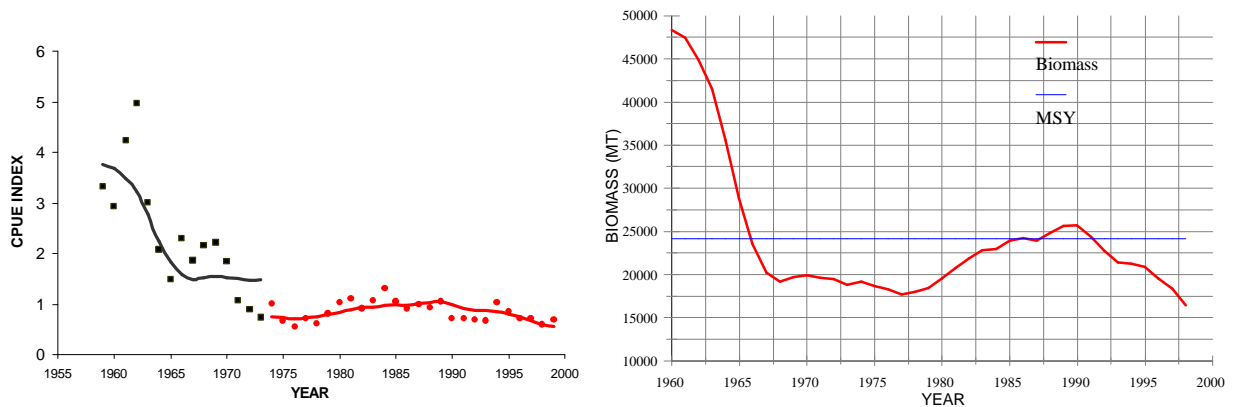
**Figure 32.** ASPIC fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to the time period 1986-1999 only. Right panel: fit to CPUE; left panel:  $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$ .



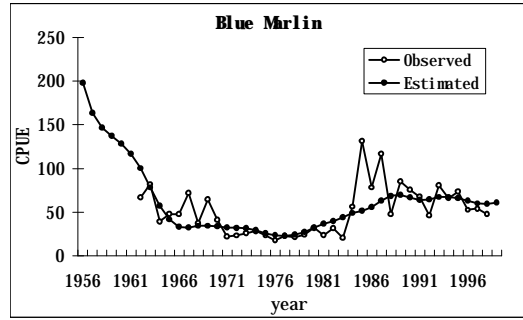
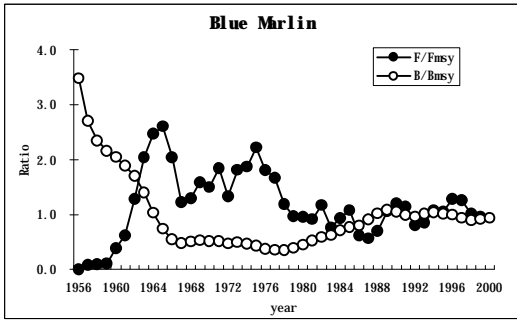
**Figure 33.** FISHLAB fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to the time period 1986-1999 only. Left panel: fit to CPUE; right panel:  $B/B_{MSY}$ .



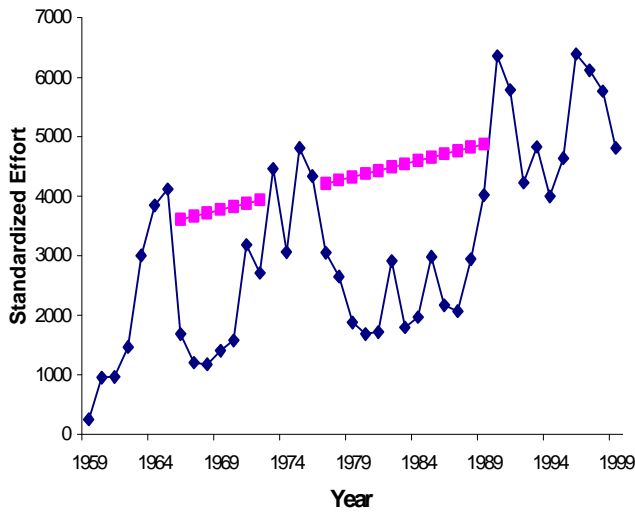
**Figure 34.** ASPIC fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data to two time periods (1956-1973 and 1974-1999). Upper panels are fits to CPUE series (left: 1956-73; right: 1974-99); lower panel is status evaluation ( $B/B_{MSY}$  and  $F/F_{MSY}$ ).



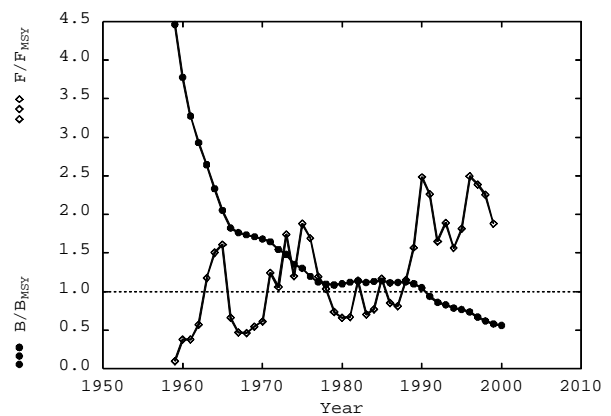
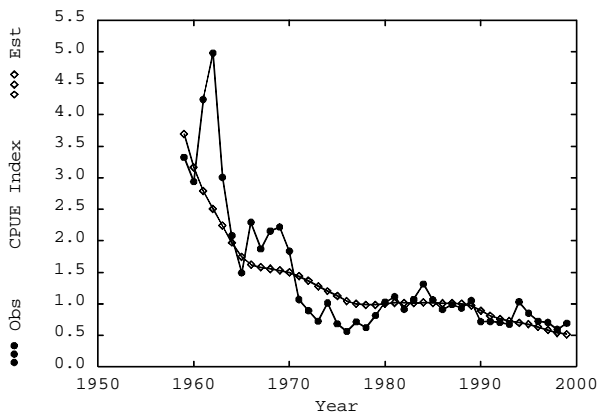
**Figure 35.** FISHLAB fit of logistic production model to the Atlantic blue marlin catch and composite effort data for two time periods (1956-1973 and 1974-1999). Left panel: fit to CPUE series, right panel:  $B/B_{MSY}$ .



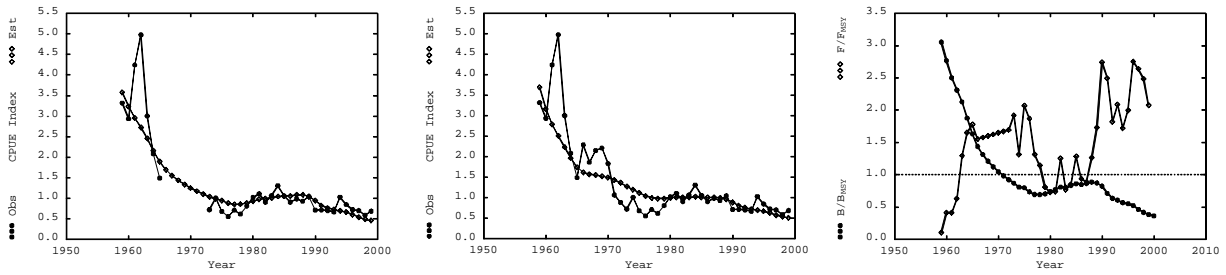
**Figure 36.** Logistic production model fit (left panel) and status evaluation (right panel) resulting from considering only an alternative blue marlin CPUE index for the Japanese longline fishery and total catch.



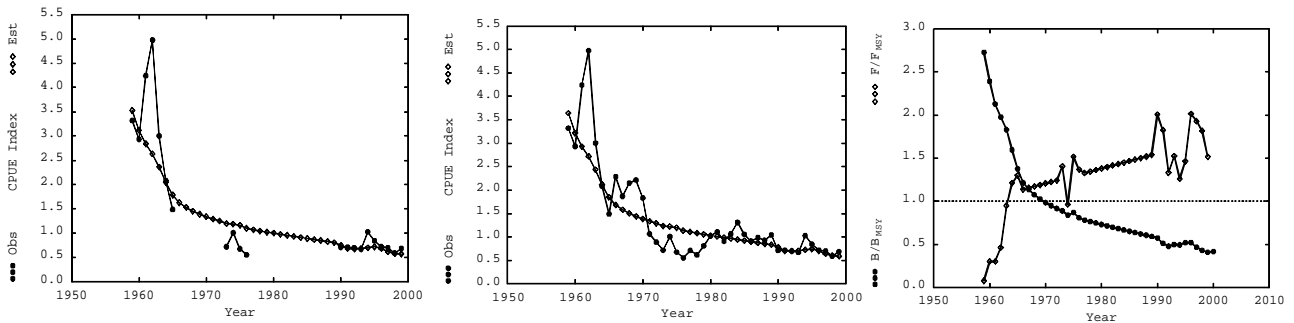
**Figure 37.** Scattergram of standardized effort computed as the ratios of catch and standardized CPUE (diamonds), and regression estimates for the periods 1966-1972 and 1978-1989 (squares).



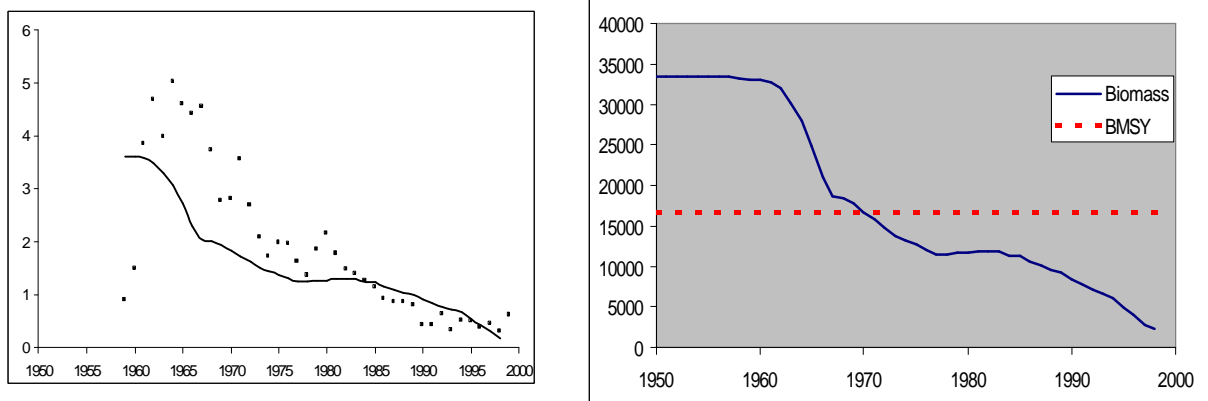
**Figure 38.** Logistic production model fit (left) and status evaluation (right) for the sensitivity analysis assuming no missing catch data.



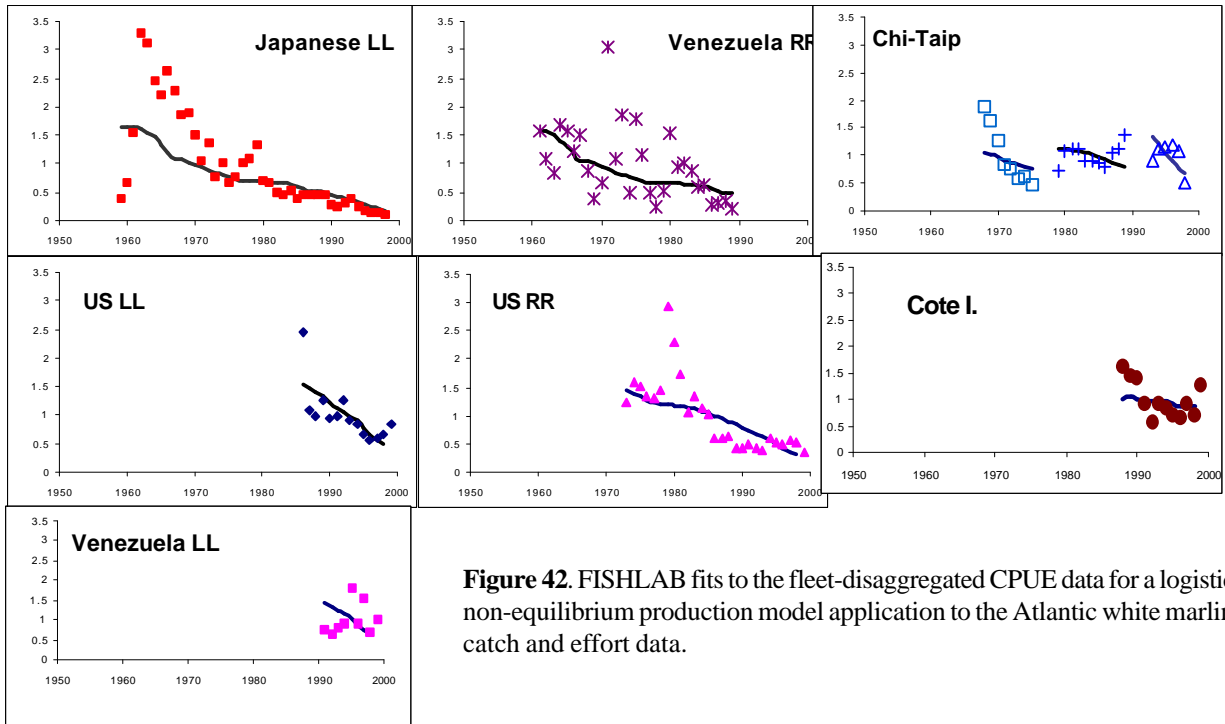
**Figure 39.** Left: scattergram of landings per standardized effort and values fitted with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972. Center: scattergram of standardized CPUE and values fitted with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972. Right: estimated stock status benchmarks for fits with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972.



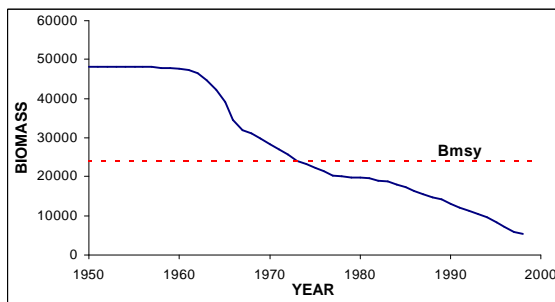
**Figure 40.** Left: scattergram of landings per standardized effort and values fitted with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972, and 1978-1989. Center: scattergram of standardized CPUE and values fitted with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972, and 1978-1989. Right: estimated stock status benchmarks for fits with missing catch and predicted standard effort for 1966-1972 and 1978-1989.



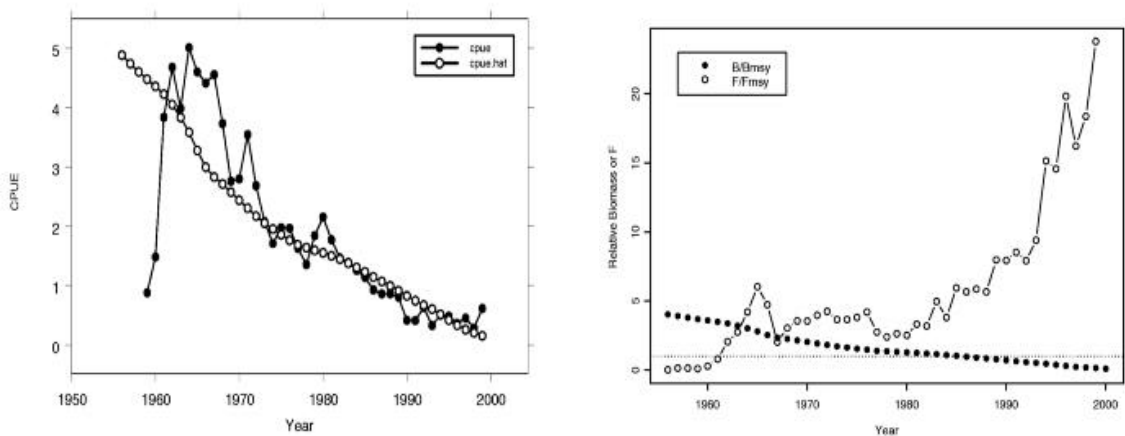
**Figure 41.** Results of FISHLAB logistic production model application to the Atlantic white marlin catch and composite CPUE time series. Left: fit to CPUE; right: model-estimated biomass trajectory.



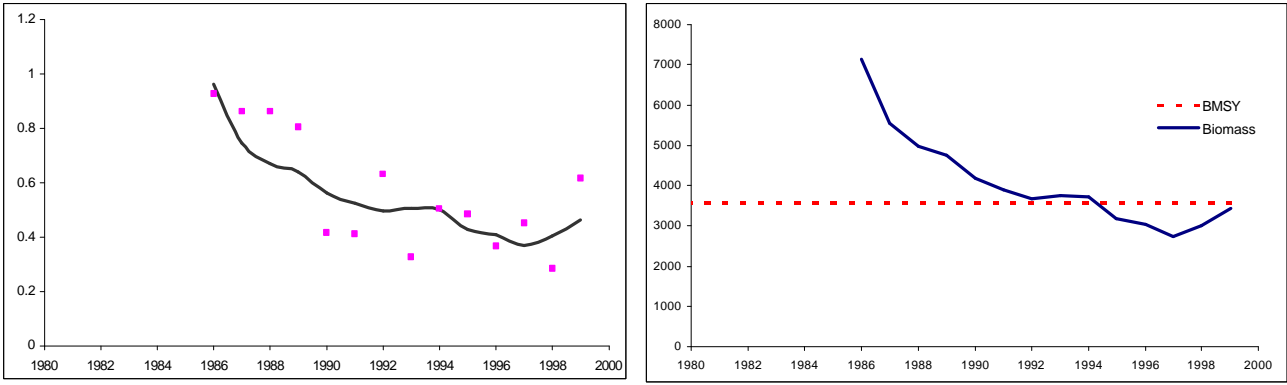
**Figure 42.** FISHLAB fits to the fleet-disaggregated CPUE data for a logistic non-equilibrium production model application to the Atlantic white marlin catch and effort data.



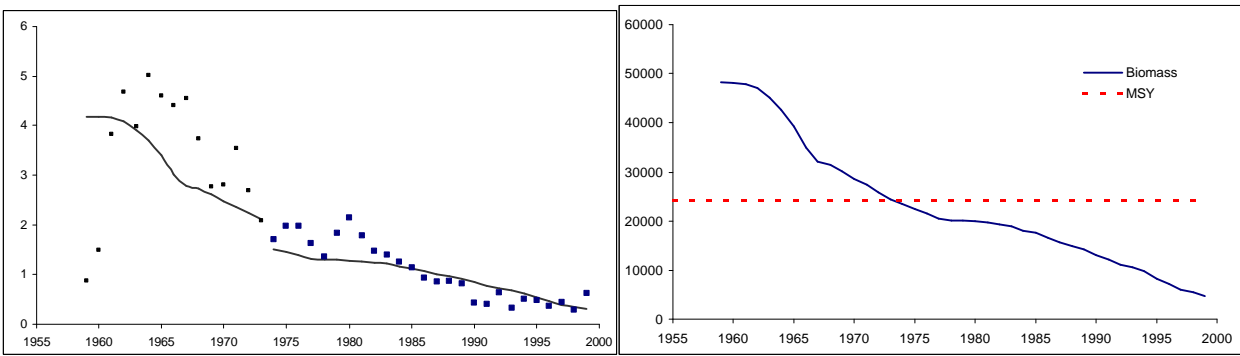
**Figure 43.** FISHLAB model predictions of biomass trend from the fits to the fleet-disaggregated CPUE data for a logistic non-equilibrium production model application to the Atlantic white marlin catch and effort data.



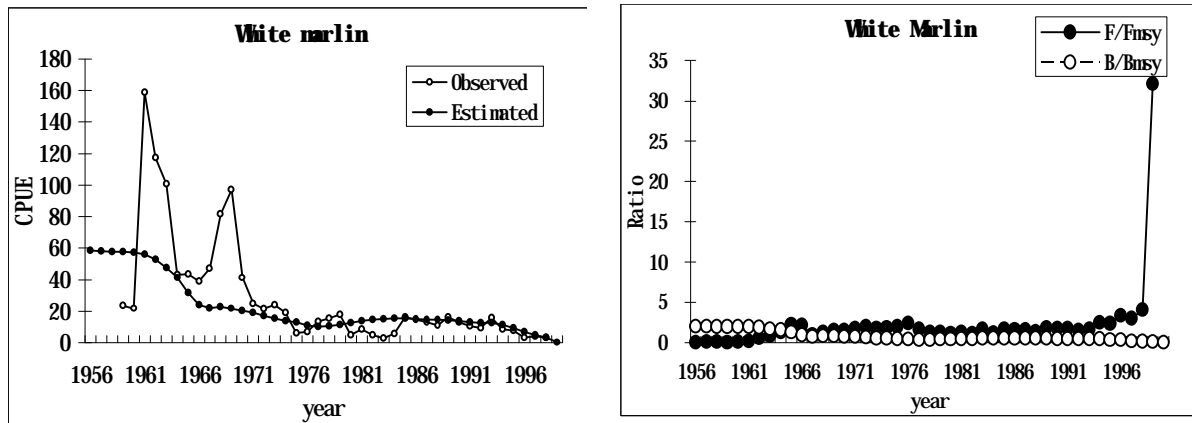
**Figure 44.** ASPIC logistic model fit to the Atlantic white marlin composite CPUE and catch data. Left: fit to the CPUE; right: status evaluation.



**Figure 45.** FISHLAB white marlin sensitivity results using only data for 1986-1999. Left: fit to the CPUE; right: biomass trajectory.



**Figure 46.** FISHLAB results for white marlin sensitivity trial using data for two periods 1959-1973 and 1974-1999. Left: fit to the CPUE; right: biomass trajectory.



**Figure 47.** White marlin sensitivity evaluation results from the application of an alternative Japanese longline CPUE based on the method of Hinton and Nakano (1996). Left: fit to the alternative CPUE; right: status evaluation.

AGENDA

- I Opening of meeting
- II Adoption of Agenda
- III Appointment of Chairman and meeting arrangements
- IV Review of 1999 SCRS  
DATA PREPARATORY SECTION; July 18-22
- V Review of data base
  - 1. Review of catch, effort and size data bases (for marlins only) by species, country, area, and gear.
    - A. Review of working documents involving catch, effort and size statistics.
    - B. Review and approval of revisions to catch, effort and size data bases submitted by countries.
  - 2. Review of availability of CPUE series by species (marlins only), country, area, and gear.
    - A. Review of working documents involving CPUE series submitted by countries.
    - B. Review and approval of revisions of CPUE series submitted by countries.
    - C. Review of methods for standardizing nominal CPUE series, including working documents submitted on this topic.
- STOCK ASSESSMENT SECTION; July 24-28
- VI Review of biological data, including tag release/recapture files by species.
  - 1. Movement patterns
  - 2. Age and Growth
  - 3. Mortality
  - 4. Reproduction
  - 5. Stock Identification
- VII Stock Assessment Analyses (by species)
  - 1. Selection of the assessment model(s)
  - 2. Composite CPUE series for use in non-equilibrium (ASPIC) production modeling.
    - A. North Atlantic longline and recreational composite CPUE.
    - B. South Atlantic longline composite CPUE
  - 3. Use of Abundance based CPUE in lumped biomass dynamics models.
  - 4. Residual patterns in the ASPIC model fits
  - 5. Non-equilibrium model (ASPIC) fits
- VIII Future plans
- IX Major recommendations
- X Other matters
- XI Adoption of the Workshop report
- XII Draft of Executive summary of SCRS Report for blue and white marlins
- XII Adjournment

AGENDA

- I Apertura de la reunión.
- II Adopción de la agenda.
- III Nombramiento del Presidente y disposiciones para la reunión.
- IV Examen del SCRS 1999  
REUNIÓN PREPARATORIA DE DATOS; 18 a 22 de julio
- V Examen de la base de datos.
  - 1. Examen de las bases de datos de captura, esfuerzo y talla (sólo para marlines) por especie, país, área y arte.
    - A. Examen de documentos de trabajo relativos a estadísticas de captura, esfuerzo y talla.
    - B. Examen y aprobación de las revisiones hechas a los datos de captura, esfuerzo y talla presentados por los países.
  - 2. Examen de la disponibilidad de series de CPUE por especie (sólo marlines), país, área y arte.
    - A. Examen de documentos de trabajo relativos a series de CPUE presentadas por los países.
    - B. Examen y aprobación de revisiones de series de CPUE presentadas por los países.
    - C. Examen de los métodos para estandarizar series nominales de CPUE, incluyendo documentos de trabajo presentados sobre este tema.
- SESIÓN DE EVALUACIÓN DE STOCK; 24 a 28 de julio
- VI Examen de los datos biológicos, incluyendo ficheros de marcado/recaptura por especie.
  - 1. Esquemas de desplazamiento
  - 2. Edad y Crecimiento
  - 3. Mortalidad
  - 4. Reproducción
  - 5. Identificación de stock
- VII Análisis de evaluación de stock (por especie)
  - 1. Selección de modelo o modelos de evaluación
  - 2. Series compuestas de CPUE para su utilización en modelos de producción en situación de no equilibrio (ASPIC)
    - A. CPUE compuesta de palangre y deportiva del Atlántico norte
    - B. CPUE compuesta del palangre del Atlántico sur
  - 3. Empleo de la CPUE basada en la abundancia en modelos de dinámica de biomasa agregada
  - 4. Esquemas residuales en los ajustes del modelo ASPIC
  - 5. Ajustes del modelo en situación de no equilibrio (ASPIC)
- VIII Planes futuros
- IX Recomendaciones principales
- X Otros asuntos
- XI Adopción del Informe
- XII Borrador del Resumen Ejecutivo del Informe SCRS para la aguja azul y la aguja blanca
- XIII Clausura



**ORDRE DU JOUR**

- I Ouverture de la réunion
- II Adoption de l'ordre du jour
- III Désignation du président et organisation des sessions
- IV Examen du rapport de 1999 du SCRS  
RÉUNION PRÉPARATOIRE DES DONNÉES; 18-22 juillet
- V Examen de la base de données
  - 1. Examen des bases de capture et d'effort par espèce (makaires seulement), pays, zone et engin
    - A. Examen des documents de travail concernant les statistiques de captures et d'effort
    - B. Examen et approbation des révisions des bases de capture et d'effort remises par les pays
  - 2. Examen des séries de CPUE par espèce (makaires seulement), pays, zone et engin
    - A. Examen des documents de travail concernant les séries de CPUE remises par les pays
    - B. Examen et approbation des révisions des séries de CPUE remises par les pays
    - C. Examen des méthodes de standardisation des séries de CPUE nominale, ainsi que des documents de travail remis à ce sujetSESSIONS D'ÉVALUATION DES STOCKS; 24-28 juillet
- VI Examen des données biologiques, y compris les fichiers de marquage et récupération par espèce
  - 1. Modes de déplacement
  - 2. Age et croissance
  - 3. Mortalité
  - 4. Reproduction
  - 5. Identification des stocks
- VII Analyses d'évaluation des stocks (par espèce)
  - 1. Choix du ou des modèles d'évaluation
  - 2. Séries composites de CPUE destinées à la modélisation de production non équilibrée (ASPIC)
    - A. CPUE composite pêches palangrière et sportive, Atlantique Nord
    - B. CPUE composite pêche palangrière, Atlantique Sud
  - 3. Utilisation de la CPUE basée sur l'abondance dans les modèles de dynamique de la biomasse regroupée
  - 4. Modes des valeurs résiduelles dans les ajustements du modèle ASPIC
  - 5. Fit du modèle non équilibré (ASPIC)
- VIII Programmes futurs
- IX Principales recommandations
- X Autres questions
- XI Adoption du Rapport
- XII Projet de résumé exécutif du Rapport du SCRS pour les makaires blancs et les makaires bleus
- XIII Clôture

**PARTICIPANTS / PARTICIPANTS / PARTICIPANTES**

**BRAZIL**

Ferreira de Amorim, Alberto. Centro de Pesquisa Pesqueira, Marinha do Instituto de Pesca, Av. Bartolomeu de Gusmao, 192, 11030-906 - Santos - SP, BRASIL. Tel: +55 13 261 5995, Fax: +55 13 261 1900. E-Mail: ipescap@zaz.com.br

**COTE D'IVOIRE**

N'Goran Ya, N. Centre de Recherches Océanographiques, B.P. V-18, Abidjan, COTE D'IVOIRE. Tel: +225 20 355 014, Fax: +225 20 531 155. E-Mail: ngoran@cro.ird.ci

**CHINA(P.R.)**

Dai, Xiao-jie. Department of Marine Fisheries Science & Technology, Shanghai Fisheries University. Jungong Road 334, Shanghai 200090, PEOPLE'S REP. OF CHINA. Tel: +86-21-657 10041, Fax: +86-21-65 6 84287. E-Mail: xjdai@shfu.edu.cn

**JAPAN**

Takeuchi, Yukio. National Institute of Far Seas Fisheries. 5-7-1, Orido, Shimizu, 424-8633, Japan. Tel: 81-543-36-6039, Fax: 81-543-35-9642. E-mail: yukiot@enyo.affrc.go.jp

Uozumi, Yuji. National Institute of Far Seas Fisheries. 5-7-1, Orido, Shimizu, 424-8633, Japan. Tel: 81-543-36-6031, Fax: 81-543-35-9642. E-mail: uozumi@enyo.affrc.go.jp

Yokawa, Kotaro. National Institute of Far Seas Fisheries. 5-7-1, Orido, Shimizu, 424-8633, Japan. Tel: 81-543-36-6035, Fax: 81-543-35-9642. E-mail: yokawa@enyo.affrc.go.jp

**UNITED KINGDOM (Overseas Territories)**

Luckhurst, Brian. Division of Fisheries. P.O. Box CR52, Crawl CRBX, BERMUDA. Tel: +1441 293 1785, Fax: +1441 293 2716. E-Mail: bluckhurst@bdagov.bm

**UNITED STATES**

Benetti, Daniel D.. University of Miami, Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science. 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, FL 33149, USA. Tel: 303-361-4889. E-Mail: dbenetti@rsmas.miami.edu

Brown, Craig A.. Southeast Fisheries Center-NMFS. 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149, USA. Tel: +1-305-361 4590, Fax: +1-305-361 4499. E-Mail: craig.brown@noaa.gov

Cramer, Jean. Southeast Fisheries Science Center -NMFS. 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149, USA. Tel: +1-305-361 4493, Fax: +1-305-361 4562. E-Mail: jean.cramer@noaa.gov

Davy, Kay. The Billfish Foundation. 2161 East Commercial Blvd., Fort Lauderdale, FL 33308, USA.

Die, David. Cooperative Unit for Fisheries Education and Research, Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami. 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149, USA. Tel: +305 361 4607, Fax: +305 361 4607. E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

Farber, Mark I. NMFS - 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149-1099, USA. Tel: +1-305-361 4231, Fax: +1-305-361 4562. E-Mail: mark.farber@noaa.gov

Goodyear, C. Phillip. 415 Ridgewood Rd., Key Biscayne, FL 33149, USA. Tel: 1-305-361-0363. E-mail: Phil\_goodyear@email.msn.com

Graves, John E.. Associate Professor of Marine Science, Virginia Institute of Marine Science College of William and Mary. Gloucester Point, VA. 23062, USA. Tel: +1-804-684 7352, Fax: +1-804-684 7157. E-Mail:graves@vims.edu

Legault, Christopher. NMFS - 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149-1099, USA.

Ortiz, Mauricio. Southeast Fisheries Center. 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL. 33149, USA. Tel: +1-305-361 4288, Fax: +1-305-361 4562. E-Mail:mauricio.ortiz@noaa.gov

Porch, Clay E. NMFS-Southeast Fisheries Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL. 33177, USA. Tel: +1-305-361 4232, Fax: +1-305-361 4219. E-Mail:clay.porch@noaa.gov

Prager, Michael H.. Southast Fisheries Science Center. 101 Pivers Island Road, Beaufort, North Carolina 28516, USA.

Prince, Eric D. NMFS, 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149-1099, USA. 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, FL. 33149-1099, USA. Tel: +1-305-361 4220, Fax: +1-305-361 4219. E-Mail:gerry.scott@noaa.gov

Turner, Steve. Southeast Fisheries Center-NMFS. 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149-1099, USA. Tel: +1-305-361 4482, Fax: +1-305-361 4562. E-Mail:steve.turner@noaa.gov

Venizelos, Arietta. NMFS. 75 Virginia Beach Drive, Miami, FL 33149-1099, USA. Tel: 305-361-4214, Fax: 305-361-4562. E-Mail: arietta.venizelos@noaa.gov

## **VENEZUELA**

Arocha, Freddy. Instituto Oceanográfico de Venezuela -U.D.O., Apartado de Correos nº 204, Cumaná - Estado Sucre 6101, VENEZUELA. Tel: +5893 302111, Fax:+5893 322960. E-Mail: farocha@sucre.udo.edu.ve

Alio, Jose. Estación Experimental Sucre - FONAIAP. Av. Carúpano - Caiguire, Apartado 236, Cumaná - Estado Sucre 6101, VENEZUELA. Tel: +58 93 317 427, Fax: +58 93 317 557. E-Mail:jalio@dino.conicit.ve

Marcano, Luis A. Nacional de Investigaciones Agropecuarias, Centro de Investigaciones Pesqueras y Agrícolas, Cumana, VENEZUELA.

## **OBSERVERS/OBSERVATEURS/OBSERVADORES**

### **Inter-American Tropical Tuna Commission Commission (IATTC)**

Hinton, Michael G. IATTC. 8604 La Jolla Shores Drive, La Jolla, California 92037-1508 USA. Tel: +1-858-546 7033, Fax: +1-858-546 7133. E-Mail:mhinton@iattc.org

## **ICCAT SECRETARIAT**

Kebe, Papa. E-Mail:info@iccat.es

Miyake, Peter M. E-Mail:info@iccat.es

Restrepo, Victor R. E-Mail:info@iccat.es

### LIST OF DOCUMENTS / LISTE DE DOCUMENTS / LISTA DE DOCUMENTOS

- SCRS/00/45. Captura incidental observada de peses de pico en la pesqueria industrial de palangre Venezolana en el mar Caribe y en el Atlantico centro-occidental: 1991-1999 - Arocha, F., L.A. Marcano, J.S. Marcano, X. Gutierrez, J. Sayegh
- SCRS/00/51. A preliminary evaluation of Chinese billfish landings during 1994-1996 - Dai, X.J., Y.Q. Zhou, L.X. Xu, L.M. Song
- SCRS/00/52. Fitting surplus-production models with missing catch data using ASPIC: Evaluation with simulated data on Atlantic blue marlin - Goodyear, C.P. and M. M. Prager
- SCRS/00/53. Fitting surplus-production models with numbers- vs. weight-based indices of abundance: An evaluation with simulated Atlantic blue marlin fisheries using ASPIC - Prager, M.H., C. P. Goodyear
- SCRS/00/54. A genetic perspective on the stock structures of blue marlin and white marlin in the Atlantic Ocean - Graves, J.E., J.R. McDowell
- SCRS/00/55. An evaluation of U.S. billfish landings in 1999 relative to 1996 - Farber, M.I., A. Venizelos
- SCRS/00/56. An update of the tag release and recapture files for Atlantic Istiophoridae - Prince, E.D., M. Ortiz, D. Rosenthal, A. Venizelos
- SCRS/00/57. Analyses of the possible magnitude of the U.S. recreational blue marlin and white marlin harvest: 1981-1998 - Goodyear, C.P., M. I. Farber and E. D. Prince
- SCRS/00/58. Standardized catch rates for blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the US recreational tournaments fishery in northwest Atlantic and Gulf of Mexico - Ortiz, M., M.I. Farber
- SCRS/00/59. Standardized catch rates for blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) from the pelagic longline fishery off the northeast U.S. Atlantic and Gulf of Mexico coasts - Ortiz, M., G.P. Scott
- SCRS/00/60. Size composition of blue and white marlins taken in selected fisheries in the western North Atlantic - Goodyear, C.P. and F. Arocha
- SCRS/00/61. An evaluation of blue marlin physiology and behavior towards the possible incorporation into the standardization of catch and effort statistics for use in stock assessment - Venizelos, A., M.I. Farber and D. D. Benetti
- SCRS/00/62. Analysis of Santos (SP) longliners from southern Brazil (1996-2000) - de Amorim, A.F., C.A. Arfelli
- SCRS/00/63. Captures d'Istiophorides (voilier *Istiophorus albicans*, Marlin Bleu *Makaira nigricans*, Marlin Blanc *Tetrapturus albidus*) et effort de peche des filets maillants derivants operant en Cote d'Ivoire - N'goran Y. N., J.B. Amon Kothias et F. X. Bard
- SCRS/00/74. Trends in billfish abundance detected in the artisanal fishery of the central Venezuelan coast during the period 1988-1999 - Marcano, L.A., J.J. Alió, F. Arocha, X. Gutiérrez
- SCRS/00/75. Contrast between the trends of billfish abundance recorded from the sport fishing activity at Playa Grande Yachting Club and from sport fishing tournaments in the central Venezuelan coast, during the period 1988-1999 - Alió, J.J., L.A. Marcano

- SCRS/00/76. Estimación de la importancia de las capturas fortuitas de peces de las familias Istiophoridae y Xiphiidae realizadas por la flota de cerco en el Océano Atlántico intertropical - Delgado de Molina, A., J. Ariz, J.C. Santana, P. Pallarés, V. Nordström
- SCRS/00/78. Catch, fishing effort and catch per unit effort of Taiwanese longline fishery for blue marlin and white marlin in the Atlantic - Chien-chung hsu
- SCRS/00/79. Analysis of operation pattern of Japanese longliners in the tropical Atlantic and their blue marlin catch - Yokawa, K., Y. Uozumi
- SCRS/00/80. Preliminary review of billfish hooking depth measured by small bathythermograph systems attached to longline gear - Matsumoto, T., Y. Uozumi, K. Uozaki, M. Okazaki
- SCRS/00/81. Standardizations of CPUE of blue marlin and white marlin caught by Japanese longliners in the Atlantic Ocean - Yokawa, K., Y. Uozumi
- SCRS/00/82. Is historically available hooks per basket information enough to standardize actual hooks per basket effects on CPUE,- Preliminary simulation approach - Takeuchi, Y.
- SCRS/00/83. Recent status of blue and white marlins catches by the Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean - Saito, H., M. Takahashi, K. Yokawa and Y Uozumi
- SCRS/00/84. Marlin project: Tag and release, biometrics and stomach content of billfish in Cabo Frio City, Rio de Janeiro, Brazil - E.G Pimenta, F.R. Marques, G.S. Lima and A.F. Amorim

## Appendix 4

### **STANDARDIZED CATCH RATES FOR BLUE AND WHITE MARLIN FROM THE VENEZUELAN PELAGIC LONGLINE OBSERVER DATA**

Indices of abundance of blue and white marlin from the Venezuelan Pelagic Longline fishery are presented for the period 1991-1999. The index of number of fish per hundred hooks was estimated from numbers of blue and white marlin caught and reported in the observer data forms recorded by scientific observers aboard longline (Pelagic Longline Observer Program) vessels since 1991. The standardization analysis procedure included the following variables; year, area, season, category of vessel, hook depth and bait type. The standardized index was estimated using Generalized Linear Mixed Models under a delta lognormal model approach. The procedure used is similar to the one in document SCRS/00/59.

## Appendice 4

### **TAUX DE CAPTURE STANDARDISÉS POUR LE MAKAIRE BLEU ET LE MAKAIRE BLANC À PARTIR DES DONNÉES DES OBSERVATEURS À BORD DES PALANGRIERS PÉLAGIQUES DU VENEZUELA**

Les indices d'abondance de makaire bleu et blanc élaborés à partir de la pêcherie des palangriers pélagiques du Venezuela sont présentés pour la période 1991-1999. L'indice du nombre de poissons par centaine d'hameçons a été estimé à partir du nombre de makaire bleu et blanc capturés et inscrits dans les formulaires d'observateurs déclarés depuis 1991 par les observateurs scientifiques à bord des palangriers pélagiques (Programme des Observateurs Palangriers Pélagiques). La procédure de standardisation a pris en compte les variables suivantes: l'année, la zone, la saison, la catégorie du bateau, la profondeur de l'hameçon et le type d'appât. L'indice standardisé a été estimé en utilisant des modèles mixtes linéaires généralisés dans une approche du modèle delta log-normal. La procédure utilisée est semblable à la procédure décrite dans le document SCRS/00/59.

## Apéndice 4

### **TASAS DE CAPTURA ESTANDARIZADAS PARA LA AGUJA AZUL Y LA AGUJA BLANCA PROCEDENTES DE LOS DATOS DE OBSERVADORES DE LA FLOTA DE PALANGRE PELÁGICO DE VENEZUELA**

Se presentan los índices de abundancia de la aguja azul y la aguja blanca procedentes de la pesquería de palangre pelágico de Venezuela durante el periodo 1991-1999. El índice del número de peces por 100 anzuelos fue estimado a partir de los números de aguja azul y aguja blanca capturados y comunicados en los formularios de datos de observadores registrados por observadores científicos a bordo de palangreros (Programa de Observadores de Palangre Pelágico) desde 1991. El procedimiento de estandarización de los análisis incluye las siguientes variables: año, zona, temporada, categoría del barco, profundidad del anzuelo y tipo de cebo. El índice estandarizado fue estimado utilizando Modelos lineales generalizados mixtos bajo un enfoque delta lognormal. El procedimiento empleado es similar al del documento SCRS/00/59.

BLUE MARLIN deviance analysis table of explanatory variables in the delta lognormal model from the Venezuelan Pelagic Observer Program data. Percent of total deviance refers to the deviance explained by the full model, p value refers to the 5% Chi-square probability between consecutive models.

Model factors positive catch rates					
	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	515.7			
YEAR	8	468.2	47.55	14.2%	< 0.001
YEAR CATBOAT	2	230.4	237.81	71.1%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA	2	230.2	0.13	0.0%	0.938
YEAR CATBOAT AREA SEASON	3	229.6	0.67	0.2%	0.879
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH	1	222.9	6.68	2.0%	0.010
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE	4	221.0	1.84	0.6%	0.765
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT	11	210.7	10.33	3.1%	0.501
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA	11	199.0	11.69	3.5%	0.387
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON	20	191.8	7.25	2.2%	0.996
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE	19	183.0	8.74	2.6%	0.978
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE AREA:SEASON	4	181.4	1.67	0.5%	0.796

Model factors proportion of positive/total observations					
	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	1	3552.7			
YEAR	8	3369.0	183.70	27.7%	< 0.001
YEAR CATBOAT	2	3176.6	192.44	29.0%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA	2	3176.1	0.46	0.1%	0.795
YEAR CATBOAT AREA SEASON	3	3146.8	29.35	4.4%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH	1	3142.4	4.43	0.7%	0.035
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE	4	3112.6	29.74	4.5%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT	12	3063.4	49.24	7.4%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA	13	3023.4	39.99	6.0%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON	20	2975.6	47.76	7.2%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE	20	2899.8	75.84	11.4%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE AREA:SEASON	4	2889.5	10.28	1.5%	0.036

WHITE MARLIN deviance analysis table of explanatory variables in the delta lognormal model from the Venezuelan Pelagic Observer Program data. Percent of total deviance refers to the deviance explained by the full model, p value refers to the 5% Chi-square probability between consecutive models.

Model factors positive catch rates					
	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	547.6			
YEAR	8	488.4	59.16	21.6%	< 0.001
YEAR CATBOAT	2	370.2	118.22	43.3%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA	2	358.9	11.26	4.1%	0.004
YEAR CATBOAT AREA SEASON	3	339.6	19.29	7.1%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH	1	335.4	4.22	1.5%	0.040
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE	4	333.6	1.85	0.7%	0.764
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT	11	315.4	18.20	6.7%	0.077
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA	11	305.3	10.05	3.7%	0.526
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON	20	290.2	15.14	5.5%	0.768
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE	13	277.7	12.46	4.6%	0.490
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE AREA:SEASON	4	274.2	3.48	1.3%	0.482

Model factors proportion of positive/total observations					
	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	3444.3			
YEAR	8	3337.6	106.65	16.1%	< 0.001
YEAR CATBOAT	2	3247.3	90.39	13.6%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA	2	3209.6	37.64	5.7%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON	3	3113.2	96.43	14.5%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH	1	3091.8	21.41	3.2%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE	4	3080.1	11.68	1.8%	0.020
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT	12	3006.8	73.31	11.0%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA	13	2967.8	39.03	5.9%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON	20	2894.3	73.49	11.1%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE	20	2804.0	90.28	13.6%	< 0.001
YEAR CATBOAT AREA SEASON DEPTH BAITTYPE YEAR:CATBOAT YEAR:AREA YEAR:SEASON YEAR:BAITTYPE AREA:SEASON	4	2780.1	23.92	3.6%	< 0.001

Analyses of delta lognormal mixed model formulations for blue and white marlin catch rates from the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program data. Likelihood ratio tests the difference of -2 REM log likelihood between two nested models. Highlighted bands indicate the selected model for each component of the final mixed model.

### BLUE MARLIN

Proportion Positives Generalized Linear Mixed Models	Num Obs	-2 REM Log likelihood	Akaike's Information Criterion	Schwartz Bayesian Criterion	Likelihood Ratio Test	
Year Catboat Area Season Baittype	176	561.82	-281.901	-283.426		
Year Catboat Area Season Baittype Year*Catboat	176	559.406	-281.703	-284.753	2.414	0.1203
Year Catboat Area Season Baittype Year*Catboat Year*Area	176	557.602	-281.8	-286.376	1.804	0.1792
Year Catboat Area Season Baittype Year*Catboat Year*Area Year*Season	176	557.276	-282.638	-288.738	0.326	0.5680
Year Catboat Area Season Baittype Year*Catboat Year*Area Year*Season Year*Baittype	176	557.162	-283.581	-291.206	0.114	0.7356

Positives observations Generalized Linear Mixed Models	Num Obs	-2 REM Log likelihood	Akaike's Information Criterion	Schwartz Bayesian Criterion	Likelihood Ratio Test	
Year Catboat	859	1349.613	-675.806	-678.178		
Year Catboat Year*Catboat	859	1344.523	-674.202	-679.005	5.09	0.0241

### WHITE MARLIN

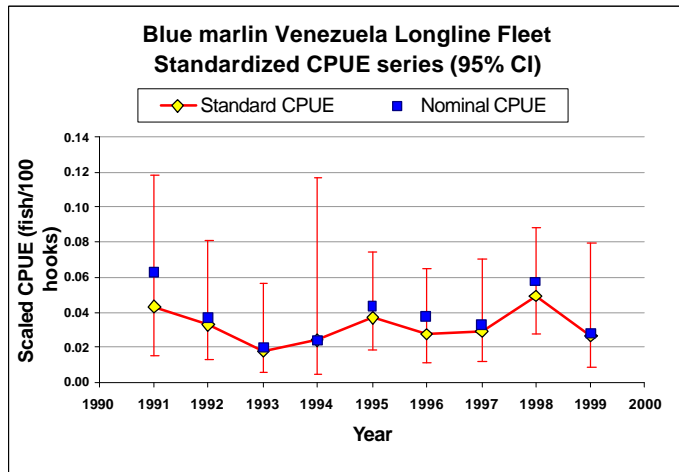
Proportion Positives Generalized Linear Mixed Models	Num Obs	-2 REM Log likelihood	Akaike's Information Criterion	Schwartz Bayesian Criterion	Likelihood Ratio Test	
Year Area Catboat Season Baittype	176	594.946	-298.473	-299.998		
Year Area Catboat Season Baittype Year*Season	176	592.395	-298.2	-301.25	2.551	0.1102
Year Area Catboat Season Baittype Year*Season Year*Baittype	176	582.929	-294.465	-299.039	9.466	0.0021
Year Area Catboat Season Baittype Year*Season Year*Baittype Year*Catboat	176	583.019	-295.51	-301.61	-0.09	#NUM!
Year Area Catboat Season Baittype Year*Season Year*Baittype Year*Catboat Year*Area	176	583.019	-296.51	-304.135	0	1.0000

Positives observations Generalized Linear Mixed Models	Num Obs	-2 REM Log likelihood	Akaike's Information Criterion	Schwartz Bayesian Criterion	Likelihood Ratio Test	
Year Catboat Season	799	1638.272	-820.136	-822.469		
Year Catboat Season Year*Season	799	1627.845	-815.923	-820.588	10.427	0.0012
Year Catboat Season Year*Season Year*Catboat	799	1621.454	-813.727	-820.725	6.391	0.0115

BLUE MARLIN, descriptive statistics for standardized catch rates from the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program data

Year	N Obs	Nominal CPUE	Standard CPUE	Uci	Lci	SE	CV
1991	98	0.063	0.045	0.095	0.021	0.018	39%
1992	261	0.037	0.030	0.059	0.015	0.010	35%
1993	458	0.020	0.017	0.040	0.007	0.008	46%
1994	159	0.111	0.094	0.151	0.059	0.022	24%
1995	453	0.043	0.038	0.064	0.023	0.010	26%
1996	359	0.038	0.032	0.058	0.018	0.010	31%
1997	377	0.033	0.032	0.060	0.017	0.010	32%
1998	422	0.058	0.053	0.079	0.035	0.011	21%
1999	354	0.028	0.028	0.061	0.013	0.011	41%

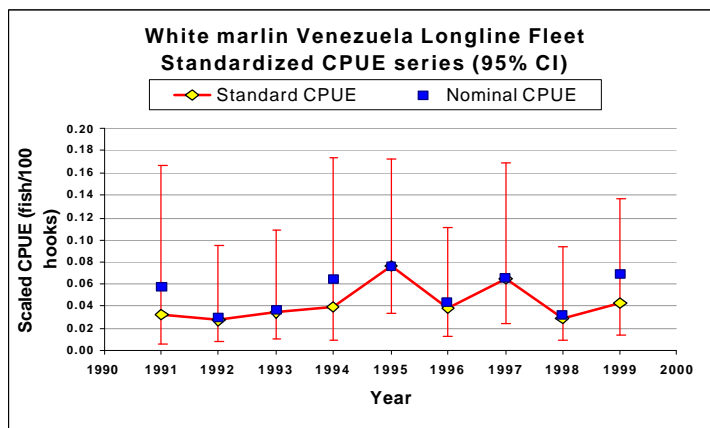




Blue Marlin, Standardized and Nominal CPUE (numbers of fish per 100 hooks) from the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program. Vertical bar represents 95% confidence intervals.

WHITE MARLIN, descriptive statistics for standardized catch rates from the the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program data.

Year	N Obs	Nominal CPUE	Standard CPUE	Uci	Lci	SE	CV
1991	99	0.058	0.032	0.167	0.006	0.032	98%
1992	261	0.030	0.028	0.095	0.008	0.019	68%
1993	459	0.037	0.034	0.109	0.011	0.022	64%
1994	159	0.064	0.039	0.173	0.009	0.034	85%
1995	455	0.076	0.076	0.173	0.034	0.033	43%
1996	360	0.043	0.038	0.112	0.013	0.022	58%
1997	377	0.066	0.065	0.169	0.025	0.033	51%
1998	422	0.032	0.030	0.094	0.010	0.019	62%
1999	355	0.068	0.043	0.137	0.014	0.027	63%



White Marlin, Standardized and Nominal CPUE (numbers of fish per 100 hooks) from the Venezuelan Pelagic Longline Observer Program. Vertical bar represents 95% confidence intervals.

## ANALYSIS OF BRAZILIAN CPUE MADE BY THE WORKSHOP

Santos longliner data series are basically from four sources: captain's logbooks, commercial log sheets of the fishing companies, data provided by employees of Fishing Terminal of Santos (TPS), and interviews made by scientists in the TPS at the time boats were unloaded (1974 to 1999). The captain's logbooks basically provide, by trip, the catch by species (in numbers, by area) and effort. The commercial log sheets of the fishing companies give the individual species' dressed weight by trip. Also, the Fishing Terminal of Santos data gives the total catch of some species, or a group of species, by trip. Thus, this second dataset is more complete.

The Brazilian longline fleet started operating in Santos City, São Paulo State, Brazil in 1965/66 with two boats (Arfelli and Amorim 1988), increasing gradually until reaching a maximum of 23 boats (1998) and then decreasing to 19 boats in 1999, including leased vessels. In the 1971-99 period, the Santos fleet presented great variation in its fishing target. Also, from 1971 to 1999 the boats changed their fishing gear from traditional Japanese longline to shallow longline (monofilament with light stick attraction), according to Arfelli *et al.* (1997). From the 1960s to the 1970s, the tuna fleet from Santos operated in the area 20° - 33° S and 39° - 50° W and in the present time they gradually extended to 15° - 35° S and 30° - 50° W (Amorim *et al.* 1997).

The ICCAT Task I and II data provided by the statistical correspondent of the Fisheries Institute (Instituto de Pesca) in Santos were based on the captain's logbooks. Unfortunately, there were many problems: In the beginning of the period, for some species like billfish, sometimes the species are lumped in groups, without specifying the names of the different species. Also, small fish sometimes were not registered and sometimes captains registered them under Japanese common names, which could be misunderstood later.

From the 1970s to the 1980s, Brazilian scientists asked the captains to register the fish by species. The Brazilian scientists believe that the two sources of data can be combined to give better results.

The Workshop reviewed the available Brazilian CPUE data for analysis and standardization. Two data sources were compared: the ICCAT catch and effort file for Brazil, and the Santos-based longline fishery data. For the Santos data, only partial data were available for 1984, and 1996 to 1999, and none for 1990-1991. For the ICCAT data, there was not weight data for 1993-1994. Figure A5.1 shows total effort (number of hooks), total catch (in weight for ICCAT, in numbers of fish for Santos), and nominal CPUE series for white and blue marlin (kg /1000 hooks for ICCAT data; number of fish/1000 hooks for Santos data). For comparison, nominal CPUE series from ICCAT files and Santos data were normalized to a mean of zero and one standard deviation (Z scores). The Workshop discussed the large increase in catch in weight of marlins in the Brazilian-leased fishery in 1995 and 1998, which is not reflected in the Santos-based fishery data. Similarly, a large decline in catch in numbers from 1989 to 1992 is apparently in the Santos based fishery. In both cases, there is no available data for the prior years (1993-94 for ICCAT; 1991-92 for Santos) when the large shifts in both data sets occurred.

## ANALYSE DE LA CPUE DU BRÉSIL RÉALISÉE PAR LE GROUPE DE TRAVAIL

Les séries de données de Santos proviennent fondamentalement de quatre sources différentes: les livres de bord des capitaines, les carnets de pêches commerciaux des sociétés de pêche, les données fournies par les employés du Terminal de Pêche de Santos (TPS) et les entretiens effectués par des scientifiques dans le TPS au moment où les bateaux étaient débarqués (1974 à 1999). Les livres de bord des capitaines fournissent essentiellement, pour chaque sortie, les prises par espèce (en nombre et par zone) et l'effort. Les carnets de pêche commerciaux des sociétés de pêche donnent le poids manipulé de chaque espèce par sortie. D'autre part, les données du Terminal de Pêche de Santos indiquent la prise totale de certaines espèces ou d'un groupe d'espèces, par sortie. Ce second jeu de données est par conséquent plus complet.

La flottille palangrière du Brésil commença à opérer dans la ville de Santos, Etat de São Paulo (Brésil), en 1965/66 avec deux bateaux (Arfelli et Amorim, 1988), se développa ensuite progressivement pour atteindre un maximum de 23 bateaux (1998) avant de retomber à 19 bateaux en 1999, chiffre qui comprenait les bateaux loués. Dans la période 1971-99, la flottille de Santos a considérablement varié sa cible de pêche. D'autre part, les bateaux ont changé d'engin de pêche pendant la même période en abandonnant la palangre japonaise traditionnelle au profit de la palangre d'eau peu profonde (monofilament avec une attraction sous forme de baguette lumineuse), d'après Arfelli *et al.*, 1997. Dans les années 1960 et 1970, la flottille de Santos visant les thonidés opérait dans la zone 20° - 33° S et 39° - 50° W alors qu'elle s'est étendue aujourd'hui jusqu'à 15° - 35° S et 30° - 50° W (Amorim *et al.*, 1997).

Les données ICCAT de Tâche I et II fournies par le correspondant statistique de l'Institut de la Pêche à Santos provenaient des livres de bord des capitaines. On a malheureusement constaté une série de problèmes: au début de la période, certaines espèces comme les istiophoridés étaient présentées en groupes, sans aucune indication du nom des différentes espèces. Les petits poissons n'étaient pas toujours déclarés ou étaient parfois communiqués par les capitaines sous des noms communs japonais, ce qui pouvait provoquer des malentendus par la suite.

Pendant les années 1970 et 1980 les scientifiques brésiliens ont demandé aux capitaines de déclarer les poissons par espèce. Les scientifiques brésiliens estiment que ces deux sources de données peuvent être combinées pour donner de meilleurs résultats.

Le groupe de travail a examiné les données disponibles de la CPUE du Brésil à des fins d'analyse et de standardisation. Deux sources de données ont été comparées: le fichier ICCAT des prises et effort pour le Brésil et les données de la pêcherie palangrière basée à Santos. Dans le cas des données de Santos, on ne disposait que de données partielles pour 1984 et 1996 à 1999 et aucune donnée pour 1990-91. Les données ICCAT ne contenait aucune donnée en poids pour 1993-94. La Figure A6.1 montre l'effort total (nombre d'hameçons), la prise totale (en poids pour l'ICCAT, en nombre de poissons pour Santos), et la CPUE nominale pour le makaire blanc et le makaire bleu (kg/1000 hameçons pour les données ICCAT; nombre de poissons/1000 hameçons pour les données de Santos). A titre de comparaison, les séries de CPUE nominale issues des fichiers ICCAT et des données de Santos ont été normalisées à une moyenne de zéro et à une déviation standard de 1. Le groupe de travail a analysé la hausse prononcée de la capture en poids de makaires dans la pêcherie louée du Brésil pour 1995 et 1998, qui n'est pas reflétée dans les données de la pêcherie basée à Santos. De même, on constate une baisse considérable de la prise en nombre de 1989 à 1992 dans la pêcherie basée à Santos. Dans les deux cas, on ne dispose d'aucune donnée pour les années précédentes (1993-94 pour l'ICCAT et 1991-92 pour Santos) lorsque les grandes variations se sont produites dans les jeux de données.

## ANÁLISIS DE LA CPUE DE BRASIL, REALIZADO POR EL GRUPO DE TRABAJO

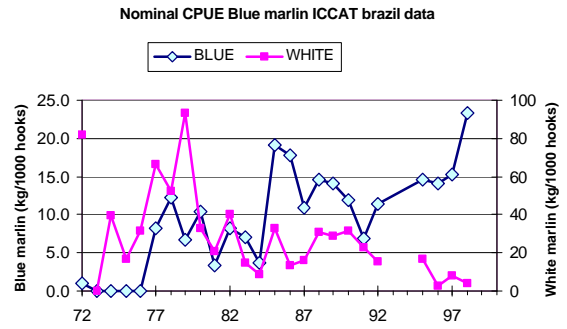
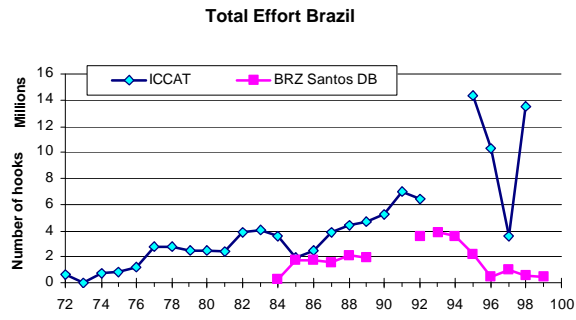
Las series de datos de palangre de Santos proceden básicamente de cuatro fuentes: los cuadernos de pesca de los capitanes, formularios de las compañías pesqueras, los datos proporcionados por los empleados de la Terminal de Pesca de Santos (TPS) y las entrevistas realizadas por científicos en la TPS en el momento en que los barcos fueron descargados (1974 a 1999). Los cuadernos de pesca de los capitanes básicamente proporcionan, por marea, la captura por especies (en números, por zona) y esfuerzo. Los formularios comerciales de las compañías pesqueras proporcionan el peso limpio de la especie individual por marea. Además, los datos de la Terminal de Pesca de Santos proporcionan la captura total de algunas especies o grupo de especies, por marea. De esta forma, el segundo conjunto de datos es más completo.

La flota brasileña de palangre comenzó a operar en la ciudad de Santos, Estado de São Paulo, Brasil, en 1965/66 con dos barcos (Arfelli y Amorim 1988), aumentando gradualmente hasta alcanzar un máximo de 23 barcos (1998), para descender más tarde a 19 barcos en 1999, incluyendo barcos alquilados. En el período que va desde 1971-1999, la flota de Santos presentaba una gran variedad de especies objetivo. Además, según Arfelli *et al.* (1997) desde 1971 a 1999 los barcos cambiaron sus artes de pesca del palangre japonés tradicional al palangre de aguas poco profundas (monofilamento con bastones de luz). Desde los 60 hasta los 70, la flota atunera de Santos operaba en el área de 20°-33° S y 39°-50° W y en la actualidad se ha extendido gradualmente hasta 15°-35° S y 30°-50° W (Amorim *et al.* 1997).

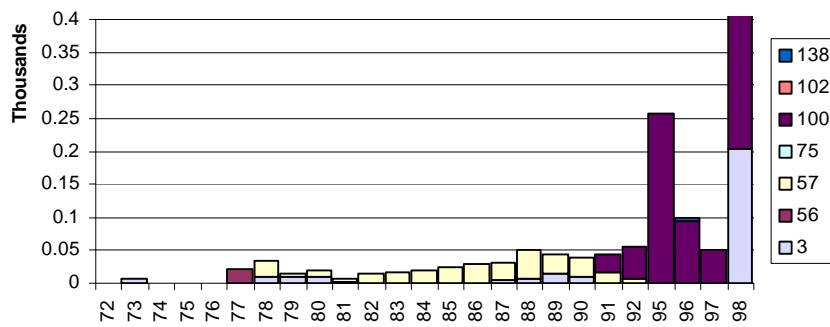
Los datos de la Tarea I y la Tarea II de ICCAT, proporcionados por el corresponsal estadístico del Instituto de Pesca de Santos se basaron en los cuadernos de pesca. Desafortunadamente hubo varios problemas: al principio del periodo, algunas especies como los marlines, a veces son agrupadas, sin especificar los nombres de las diferentes especies. Además, a veces no se registraban los peces pequeños y otras veces los capitanes los registraban bajo los nombres comunes japoneses, lo que puede conducir a error más adelante.

Desde los 70 hasta los 80, los científicos brasileños solicitaron a los capitanes que registraran el pescado por especies. Los científicos de Brasil opinan que las dos fuentes de datos pueden combinarse para producir mejores resultados.

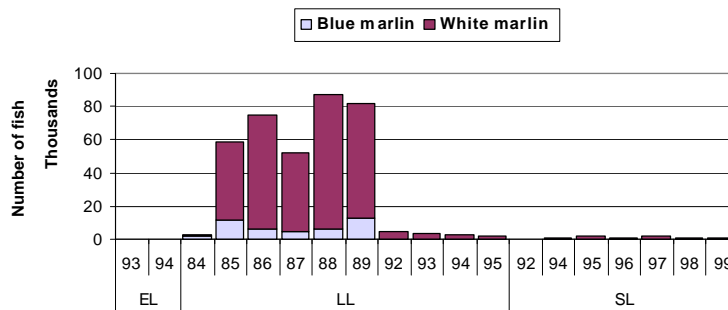
El Grupo de trabajo examinó los datos disponibles de la CPUE brasileña para su análisis y estandarización. Se compararon dos fuentes de datos: el fichero ICCAT de captura y esfuerzo para Brasil y los datos de la pesquería de palangre con base en Santos. Para los datos de Santos, sólo se disponía de datos parciales para 1984, y 1996-1999 y ninguno para 1990-1991. En cuanto a los datos de ICCAT, no existían datos de peso para 1993-1994. La **Figura A5.1** muestra el esfuerzo total (número de anzuelos), la captura total (en peso para ICCAT, en número de peces para Santos), y las series nominales de CPUE para la aguja azul y la aguja blanca (kg/1000 anzuelos para los datos de ICCAT, número de peces/1000 anzuelos para los datos de Santos). Para la comparación, las series de CPUE nominal de los ficheros de ICCAT y los datos de Santos fueron normalizados a una media de cero y a una desviación estándar de uno (Z scores). El Grupo de trabajo debatió el gran aumento en la captura por peso de los marlines en la pesquería de alquiler de Brasil en 1995 y 1998, que no aparece reflejado en los datos de la pesquería con base en Santos. De forma similar, en la captura en números desde 1989 hasta 1992 aparece, aparentemente, un gran descenso en la pesquería con base en Santos. En ambos casos, no existen datos disponibles para los años anteriores (1993-1994 para ICCAT y 1991-1992 para Santos) cuando tuvieron lugar los grandes cambios en los conjuntos de datos.



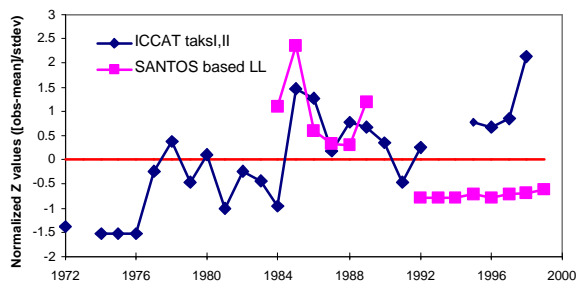
**Brz (ICCAT) BUM catch (wgt) by brazilian (100) flag and brazilian-lease flags code**



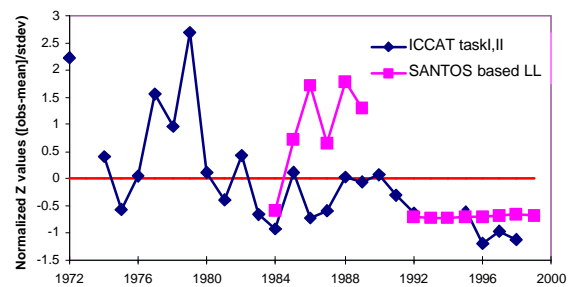
**Blue and white marlin catch in the Santos based LL fishery of Brazil by gear type**



**Comparison of Nominal CPUE series for Blue Marlin from Brazil fisheries**



**Comparison of Nominal CPUE series for White Marlin from Brazil fisheries**



**Figure A5.1. Analyses of Brazilian CPUE made by the Workshop.**

## TENTATIVE CHINESE-TAIPEI BLUE MARLIN AND WHITE MARLIN STANDARDIZED CPUES

### Materials and methods

*Catch and effort data.* Catch and effort data used in the analysis are Chinese-Taipei catch and effort data (Task II) from 1967 to 1998 provided by the Secretariat. They are summarized by 5x5 squares and monthly.

*Targeting effect.* A targeting shift from albacore to billfish is likely to affect CPUE standardization. This effect is believed to be represented in hooks-per-basket (HPB) information. However there is no HPB information for Chinese-Taipei longliners. On the other hand, several species groups and the Methods working group discussed several proxies for targeting. Recently, the Methods working group showed deterministic simulation results that demonstrate the superior performance of using proportion of catch (proportion of the total catch attributed to the species of interest, in each observation). However, blue marlin catch is so small that almost all observations have less than 10% blue marlin. Therefore, in this analysis we used the approach used in US longline CPUE standardization in 1999. This approach assigns each observation as A-species (yellowfin, bigeye, albacore, or mixed) if the catch of species A is more than 75% of total catch.

*Generalized Linear Mixed Model.* The statistical model used is a standard linear mixed model with lognormal error structure, except for the use of targeting effects described above. This formulation was chosen because it must be robust to the temporal changes in abundance of non-interested species and justified by the comparison based on two information criteria. Covariates used in the analysis are year, area, bi-month and proportion of billfish catch. Areas used in the analysis are based on the area division used for Chinese-Taipei yellowfin CPUE in the yellowfin stock assessment session (SCRS/00/72, July, 2000, Cumana, Venezuela).

### Results

Figures A6.1 and A6.3 show standardized blue marlin and white marlin CPUE respectively. Figures A6.2 and A6.4 compare standardized blue marlin and white marlin CPUEs with and without targeting effects. In this analysis, introduction of targeting effects makes little differences to the results.

*Comparison to the results of SCRS/00/78.* The differences of analyses between SCRS/00/78 and this analysis are summarized as follows:

- A) The unit of catch and effort data of SCRS/00/78 is year, 5x5 degree area and quarter; the unit used in this study is year, 5x5 degree area, and month.
- B) SCRS/00/78 used general linear model without a random-effects component. This study used a generalized linear mixed model with random effects.
- C) Factors used in SCRS/00/78 are year, quarter, area, and quarter-area. Factors used in this study are year, bi-month, area, target and year-area (the latter as a random effect).
- D) The definition of area is somewhat different between the two studies.
- E) In this analysis, 1967, 1968, 1991 and 1992 data points were excluded. On the other hand, SCRS/00/78 omitted 1967 data point and the strata with less than 3000 observations per area and month.

F) SCRS/00/78 presents numbers-based CPUE, and this study presents weight-based CPUE.

Figure A6.5 and A6.6 compares the standardized blue marlin and white marlin CPUE series obtained by the Workshop with those from SCRS/00/78. (NOTE: in SCRS/00/78, CPUEs in weight were not presented; the CPUE from this study is in weight. In these figures, weight-based CPUEs were obtained from CPUEs in numbers using mean weights presented in the document, which are also plotted.)

## Appendice 6

### PROPOSITION DE CPUE STANDARDISÉES POUR LE MAKKAIRE BLEU ET LE MAKKAIRE BLANC DU TAÏPEÏ CHINOIS

#### Matériels et méthodes

*Données de prise et d'effort.* Les données de prise et d'effort utilisées dans l'analyse sont les données de prise et d'effort (Tâche II) du Taïpeï chinois pour la période 1967-1998 qui ont été fournies par le Secrétariat. Elles sont résumées par carré de 5x5 et sur une base mensuelle.

*Effet de ciblage.* Il est probable qu'un changement de cible du germon aux istiophoridés affecte la standardisation de la CPUE. Cet effet devrait être représenté sous forme d'information d'hameçons par panier (HPB). Or, il n'y a pas d'information de HPB pour les palangriers du Taïpeï chinois. D'autre part, plusieurs groupes d'espèce ainsi que le groupe de travail sur la méthodologie ont analysé plusieurs substitutions pour le ciblage. Le groupe de travail sur la méthodologie a récemment montré des résultats de simulation déterministes qui indiquent une prestation supérieure lorsqu'on utilise une proportion des captures (proportion des captures totales attribuée à l'espèce recherchée dans chaque observation). Cependant, les prises de makkaire bleu sont tellement petites que presque toutes les observations contiennent moins de 10% de makkaire bleu. C'est pour cette raison que nous avons appliqué dans cette analyse l'approche utilisée en 1999 dans la standardisation de la CPUE palangrière des Etats-Unis. Cette approche qualifie chaque observation d'espèce A (albacore, thon obèse, germon ou mélange) si les prises de l'espèce A représentent plus de 75% des prises totales.

*Modèle mixte linéaire généralisé.* Le modèle statistique utilisé est un modèle mixte linéaire généralisé avec une structure d'erreur log-normale, sauf pour l'utilisation des effets de ciblage décrits plus haut. Cette formulation a été choisie parce qu'elle doit résister aux changements temporels de l'abondance des espèces non recherchées et être justifiée par la comparaison fondée sur deux critères d'information. Les covariances utilisées dans l'analyse sont l'année, la zone, le caractère bimensuel et la part des prises d'istiophoridés. Les zones utilisées dans l'analyse sont fondées sur la répartition des zones utilisées par la CPUE de l'albacore du Taïpeï chinois dans la session d'évaluation du stock d'albacore (SCRS/00/72, juillet 2000, Cumana, Venezuela).

#### Résultats

Les figures A6.1 et A6.3 montrent respectivement la CPUE standardisée du makkaire bleu et du makkaire blanc. Les figures A6.2 et A6.4 comparent les CPUE standardisées du makkaire bleu et du makkaire blanc avec et sans effet de ciblage. Dans cette analyse, l'introduction des effets de ciblage n'a pas produit de différences considérables dans les résultats.

*Comparaison des résultats du document SCRS/00/78.* Les différences des analyses entre le document SCRS/00/78 et cette analyse sont récapitulées comme suit :

A) L'unité des données de prise et d'effort du document SCRS/00/78 est l'année, la zone de 5x5 degrés et le trimestre; l'unité utilisée dans cette étude est l'année, la zone de 5x5 degrés et le mois.

B) Le document SCRS/00/78 a utilisé le modèle linéaire généralisé sans effets aléatoires. Cette étude a utilisé un modèle mixte linéaire généralisé avec effets aléatoires.

C) Les facteurs utilisés dans le document SCRS/00/78 sont l'année, le trimestre, la zone et le trimestre-zone. Les facteurs utilisés dans cette étude sont l'année, le caractère bimensuel, la zone, la cible et l'année-zone (ce dernier comme effet aléatoire).

D) La définition de la zone diffère légèrement entre les deux études.

E) Les points de données 1967, 1968, 1991 et 1992 ont été exclus dans cette analyse. Par ailleurs, le document SCRS/00/78 a omis le point de données 1967 et les strates de moins de 3.000 observations par zone et mois.

F) Le document SCRS/00/78 présente une CPUE fondée sur le nombre tandis que cette étude présente une CPUE fondée sur le poids.

Les figures A6.5 et A6.6 comparent les séries de CPUE standardisées pour le makaire bleu et le makaire blanc, qui ont été obtenues par le groupe de travail, avec celles du document SCRS/00/78. (NOTE : dans le document SCRS/00/78, les CPUE en poids n'ont pas été présentées; la CPUE de cette étude est exprimée en poids. Dans ces figures, les CPUE fondées sur le poids ont été extraites à partir des CPUE en nombre en utilisant les poids moyens présentés dans le document, qui ont également été projetés).

## Apéndice 6

### PROPUESTA DE CPUE ESTANDARIZADA PARA LA AGUJA AZUL Y LA AGUJA BLANCA DE TAIPEI CHINO

#### Materiales y métodos

*Datos de captura y esfuerzo.* Los datos de captura y esfuerzo utilizados en los análisis son los datos de captura y esfuerzo de Taipei Chino (Tarea II) desde 1967 hasta 1998, proporcionados por la Secretaría. Se resumen mensualmente y en cuadrados de 5x5.

*Efecto del cambio en la especie objetivo.* Es probable que un cambio de objetivo, del atún blanco a los marlines, afecte a la estandarización de la CPUE. Se cree que este efecto se representa en información de anzuelos por cesta (HPB). Sin embargo, no existe información HPB para los palangreros de Taipei Chino. Por otra parte, diversos grupos de especies y el Grupo de trabajo sobre Métodos discutieron varias aproximaciones para el efecto del cambio en la especie objetivo. Recientemente, el Grupo de trabajo sobre Métodos presentó los resultados de una simulación determinista que demuestran una ejecución superior si se utiliza una proporción de la captura (proporción de la captura total atribuida a las especies de interés en cada observación). Sin embargo, la captura de aguja azul es tan pequeña que casi todas las observaciones contienen menos del 10% de aguja azul. Por lo tanto, en este análisis se utilizó el enfoque empleado en la estandarización de la CPUE de palangre de Estados Unidos en 1999. Este enfoque designa cada observación como especie-A (rabil, atún blanco, patudo, o mezcla) si la captura de la especie A es superior al 75% de la captura total.

*Modelo lineal generalizado mixto.* El modelo estadístico utilizado es un modelo lineal estándar mixto con una estructura de error lognormal, excepto para la utilización de los efectos del cambio en la especie



objetivo descritos más arriba. Se eligió esta formulación porque debe ser sólida ante los cambios temporales en la abundancia de especies que no interesan y justificado por la comparación en base a dos criterios de información. Las covariables utilizadas en los análisis son año, área, bimestre, y proporción de la captura de marlines. Las áreas utilizadas en el análisis se basan en la división por áreas utilizada para la CPUE de rabil de Taipei Chino en la sesión de evaluación del stock de rabil (SCRS/00/72, julio de 2000, Cumaná, Venezuela).

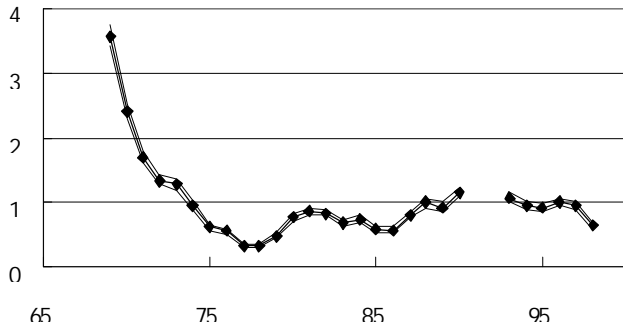
## Resultados

Las Figuras A6.1 y A6.3 muestran la CPUE estandarizada de la aguja azul y la aguja blanca respectivamente. Las Figuras A6.2 y A6.4 comparan las CPUEs estandarizadas de la aguja azul y la aguja blanca con y sin el efecto del cambio en la especie objetivo. En este análisis la introducción de los efectos del cambio en la especie objetivo no supone una gran diferencia en los resultados.

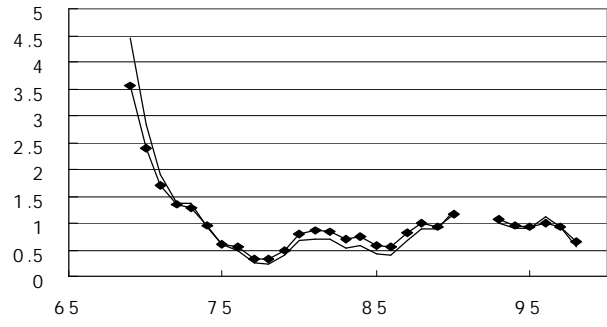
*Comparación de los resultados de SCRS/00/78.* La diferencia de los análisis entre el documento SCRS/00/78 y este análisis se resume en lo siguiente:

- A) La unidad de los datos de captura y esfuerzo del SCRS/00/78 es año, 5x5 grados área y trimestre, la unidad usada en este estudio es año, 5x5 grados área y mes.
- B) El SCRS/00/78 utilizó un modelo lineal general sin un componente de efectos aleatorios. Este estudio utilizó un modelo lineal generalizado mixto con efectos aleatorios.
- C) Los factores usados en el SCRS/00/78 son año, trimestre, área y trimestre-área. Los factores usados en este estudio son año, bimestre, área, objetivo y año-área (este último como efecto aleatorio).
- D) La definición de área es algo diferente entre los dos estudios.
- E) En este análisis, los puntos de datos de 1967, 1968, 1991 y 1992 fueron excluidos. Por otra parte, el SCRS/00/78 omitió el punto de datos de 1967 y los estratos con menos de 3.000 observaciones por área y mes.
- F) El SCRS/00/78 presenta una CPUE basada en números, y este estudio presenta una CPUE basada en el peso.

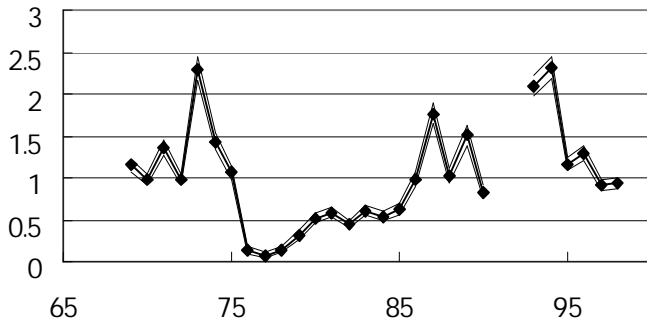
Las figuras A6.5 y A6.6 comparan las series de CPUE estandarizadas de la aguja azul y la aguja blanca obtenidas por el Grupo de trabajo con las procedentes del documento SCRS/00/78. (NOTA: En el SCRS/00/78, las CPUEs en peso no fueron presentadas, la CPUE de este estudio es en peso. En estas cifras, las CPUEs basadas en peso se obtuvieron de las CPUEs en números utilizando pesos medios presentados en el documento, que también aparecen en un gráfico).



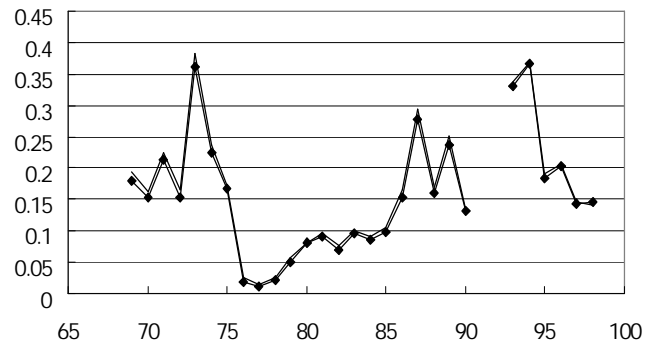
**Figure A6.1.** Standardized blue marlin weight based CPUE of Chinese-Taipei (approximate 80% confidence limits shown).



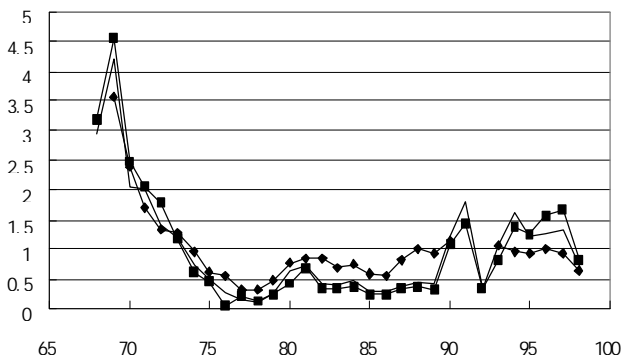
**Figure A6.2.** Comparison of CPUE with targeting (symbols) and without targeting (line) effects.



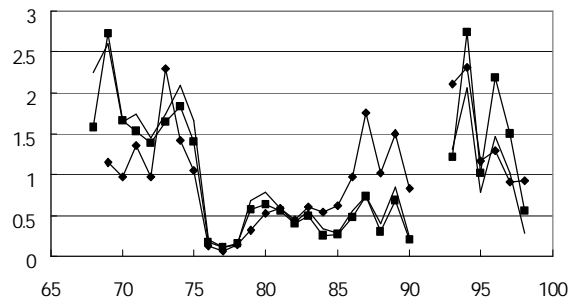
**Figure A6.3.** Standardized white marlin weight based CPUE of Chinese-Taipei (80% confidence limits shown).



**Figure A6.4.** Comparison of white marlin CPUE with targeting (symbols) and without targeting (line) effects.



**Figure A6.5.** Comparison of Chinese-Taipei's blue marlin standardized CPUEs. Diamonds = CPUE; Flat line = numbers CPUE (SCRS/00/78). Squares = Weight CPUE (SCRS/00/78).



**Figure A6.6.** Comparison of Chinese-Taipei's white marlin standardized CPUEs. Line labels as in Figure A6.5.