

REPORT OF THE THIRD ICCAT BILLFISH WORKSHOP

(Miami, Florida, U.S.A. - July 11 to 20, 1996)

1. OPENING OF THE MEETING

The Third ICCAT Billfish Workshop was held at the Southeast Fisheries Science Center, National Marine Fisheries Service, Miami, Florida, U.S.A., 15-20 July 1996 and was preceded by a Data Preparatory Session, held 11-13 July 11 13 at the same venue. Both meetings were held at the invitation of the U.S. Government. Dr. Joseph Powers, Director of the National Marine Fisheries Service's Miami Laboratory, welcomed all the participants. Dr. Eric Prince, Western Atlantic Coordinator of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish, also welcomed the participants.

Dr. Prince briefly reviewed the progress of the Data Preparatory Session which had been held earlier. He noted that the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish has been made possible by private financial resources.

Dr. Prince also noted that in 1995 the Commission adopted a Resolution (see Annex 4-12 to the Proceedings of the Fourteenth Regular Meeting of the Commission, Madrid, November 1995) concerning the billfish research program, and that the Third Billfish Workshop was held partially in response to that Resolution. He further indicated that the Workshop was supported by special funds provided by the Billfish Foundation.

2. ADOPTION OF THE AGENDA

The Tentative Agenda was presented and adopted (attached as **Appendix 1**).

3. APPOINTMENT OF CHAIRMAN AND MEETING ARRANGEMENTS

Dr. E. D. Prince was unanimously elected as Chairman of the Workshop. It was agreed that various rapporteurs would be appointed for each Agenda Item. All participants introduced themselves. The List of Participants is attached as **Appendix 2**.

4. REVIEW OF 1995 SCRS

The 1995 SCRS Detailed Report for Billfishes and the SCRS Executive Summary Reports for blue marlin, white marlin, and sailfish were reviewed by the Workshop. The Secretariat also presented new mapping figures illustrating the annual historical (1950-1994) summary of reported catches for each billfish species. The Workshop recommended that these summary maps be used to replace figures in the Executive Summary reports illustrating the Atlantic wide distribution for each species.

5. REVIEW OF DATA BASE

The authors of various papers presented a brief oral summary for each document submitted to the Workshop, which was followed by a discussion of each paper. The List of Documents is attached as **Appendix 3** to this report. The papers were further examined under the pertinent Agenda Items.

Dr. Prince announced that outside funding had been secured from The Billfish Foundation to publish the Workshop Report in a hardcover binding. The issue of whether the participants wished to have the working documents peer reviewed was discussed. The Workshop agreed that this option, although it would represent more work, would be desirable. Dr. Prince and Dr. Mark Farber agreed to be co-editors and handle the review of the working documents using sources inside and outside the Workshop. The Workshop Chairman informed the participants that he intended to provide each author with general guidelines for upgrading the papers shortly after the Workshop. The Workshop requested the SCRS to publish these revised scientific papers, together with the Workshop Report, in one volume of the "Collective Volume of Scientific Papers" series, in an enhanced publication format, such as adopted by the ICCAT Tuna Symposium recently concluded in the Azores. The Secretariat asked that the authors submit the text and tables in computer files and figures either in computer files or original drawings, if such enhanced printing is agreed upon by the SCRS. The Workshop also decided that those documents judged as either not suitable for the peer reviewed

report, or those authors not desiring peer review of their papers would have the option to include them in the regular SCRS publication of working documents.

A) Review of Data Preparatory Session

The draft Report of the Data Preparatory Session was presented, reviewed and adopted by the Workshop (attached as **Appendix 5**). The Workshop noted significant progress in revising numerous Task I data bases, particularly from the longline fisheries of Korea and Chinese Taipei. The ICCAT Assistant Executive Secretary noted that this was the first time that scientists directly involved with the majority of the off-shore longline fleets (Japan, Korea, Chinese Taipei, and Brazil) had met together to revise billfish landings data. In addition, revisions were made to U.S. historical longline landings and discards of blue marlin and white marlin for 1979-1994, U.S. recreational landings for sailfish from 1994, and artisanal landings from Ghana and Senegal (see **Appendix 5**). The partitioning of historical data of sailfish landings from several off-shore longline fleets into east/west areas was also carried out. The new series of U.S. data (**Table 1**) was used for the stock assessments but is not yet incorporated into the catch tables given in **Appendix 5**. All other changes were already incorporated into the catch table attached to **Appendix 5**. The U.S. scientists were requested to validate these new data and submit them officially in the near future. The Workshop concluded that because numerous longstanding problems with Task I data were addressed and many resolved, this represented important improvements to the Task I data base.

B) Task II catch and effort data

(Rapporteur: Y. Uozumi)

The Workshop critically reviewed the ICCAT data bases on nominal annual catch and effort by small time-area strata and size data (Task II), and standardized CPUE. A total of eight documents which described CPUE trends of marlins and sailfish were submitted to the Workshop.

Nominal CPUE of blue marlin in Bermuda's annual billfish tournament from 1988 to 1995 was presented in SCRS/96/91, which showed that the CPUE declined in 1988-89 and became relatively stable during the period 1990-95.

The CPUEs of blue and white marlins caught by the Japanese longline fishery from 1960 to 1995 were standardized under the hypotheses of total and north/south Atlantic stocks (SCRS/96/93-94). The CPUE for both species decreased rapidly in the mid-1960s and this decreasing trend became more gradual or CPUE trends became stable during the most recent period.

The CPUEs of marlins and sailfish (including spearfish) caught by the Chinese Taipei longline fishery from 1967 to 1994 were also standardized (SCRS/96/100). During the Workshop the CPUEs of blue and white marlins were re-standardized using finer sub-areas to minimize the effect of the swordfish-directed operations off Brazil during 1990-92. The Workshop noted revisions presented in SCRS/96/100 resulted in very high revised landings for blue and white marlin for the years 1990-1992. The CPUE of blue marlin decreased sharply in the late-1960s and became stable in the 1980s and then increased in the 1990s. The CPUE of white marlin decreased until the mid-1970s and became relatively stable, although the CPUEs have fluctuated throughout the period observed, especially in the north Atlantic. The CPUE in number was converted to weight using mean weight, but comparisons of number and weight CPUEs series showed no significant difference between them.

The CPUEs from the various Brazilian fleets were summarized in SCRS/96/101. Information available from commercial landing sheets and the Task II data base were used to estimate a standardized series for the periods 1971-89 and 1992-95. Captain's logs are not yet available in a computerized form from the vessels participating in the fishery, but are expected soon. The information from the commercial landing sheets analysis was combined with the Brazilian monthly summary data used at the 1992 Billfish Workshop. This was achieved by scaling each series to its mean value for the period of overlap and averaging the overlapping period data. The standardization results and resulting pattern in the Brazilian data is shown in **Appendix 4-Brazil**.

The CPUEs of the U.S. longline fishery for marlins and sailfish based on the mandatory logbook reports were standardized from 1987 to 1995 (SCRS/96/110). The CPUE of both marlins showed a slight declining trend. However, the CPUEs for sailfish increased until 1993 and then decreased. Data from U.S. observer programs on-board the Japanese fleet fishing in the U.S. FCZ (1978-1987), from U.S. scientific research cruises and from U.S. observers placed on U.S. longline vessels (1992-1995) were examined at the Workshop meeting. The analysis focussed on blue marlin. The main linkage between recent observer data on U.S. vessels and between observers in the Japanese fleet fishing in the U.S. zone was from relatively few observations made in the Gulf of Mexico and off the northeast

U.S. The resulting standardized catch rate patterns are similar to those estimated from U.S. logbook data for the period 1987-1995 (SCRS/96/110), although the resulting estimates of standardized CPUE are more variable owing to some degree to the lower number of fishing operations observed by scientific personnel. Although preliminary and not used in the present assessment, use of observer data for standardizing CPUE series will provide a much improved basis for assessments of billfish (as well as most other) ICCAT stocks. Results of the work conducted at the Workshop on this topic are included in **Appendix 4-Observe**.

The standardized CPUEs of blue and white marlins for the U.S. recreational fishery were also updated from 1973 to 1995 (SCRS/96/103). The CPUEs for blue marlin continued to increase since 1973, with some minor fluctuations, with the greatest increases occurring during the last two years of the time series. The CPUEs of white marlin showed a decreasing trend. Also, some historic billfish tournaments in low CPUE areas have been re-established in high CPUE areas. The recreational fishery has tended to target bigger blue marlin (i.e. using larger baits trolled at faster speeds) at the possible expense of white marlin. These tendencies may positively affect the CPUE of blue marlin and negatively effect that of white marlin.

The CPUE trends of blue marlin, white marlin, and sailfish in the Venezuelan recreational fishery off the Playa Grande Yachting Club were analyzed from 1961 to 1995 (SCRS/96/109). The CPUE was expressed in number of fish per effective effort which is standardized by excluding fighting time. The CPUE of blue marlin decreased sharply in the 1960s and became stable at lower levels in more recent years and then increased in 1994-95. The CPUE of white marlin continued to decrease during the period observed, though there were some large fluctuations.

6. BIOLOGICAL DATA, INCLUDING TAG RELEASE/RECAPTURE FILES

(Rapporteur: J.E. Graves)

A) Blue Marlin

1. Movement Patterns

Results of tagging studies conducted primarily in the northwest Atlantic (SCRS/96/96 and SCRS 96/103) indicate that the majority of the 160 tag-recaptured blue marlin were recovered in the general area of their release, even after several years at liberty. 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), several trans-equatorial movements (north to south), and transatlantic migrations by six fish, all moving from west to east.

2. Age and Growth

Based on analysis of daily otolith ring counts (Prince *et al.* 1991), blue marlin initially grow very rapidly, reaching 24 cm LJFL in about 40 days and about 190 cm LJFL in 500 days. Examination of sagitta weight, body weight, and length/age characteristics indicate that sex-related size differences are related 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 spine ageing technique has not been validated for this species. The longevity estimate is also supported by the maximum time at liberty recorded for a blue marlin which is 4,024 days (about 11 years) for an individual that was estimated to weigh 65 pounds at the time of release. Maximum weights of greater than 700 kg have been reported and the largest individuals are invariably females.

Fish larger than 190 cm LJFL tend to add weight more than length and the entire body structure changes. Therefore, traditional growth curves in which length or weight are predicted as a function of age have not been very useful for fish in these larger sizes. Additionally, predicting age from length or weight is very imprecise due to many age classes in the fishery.

3. Mortality

No reliable estimates of natural mortality rate (M) are available, and tagging data are insufficient for that effort. Also, M 's estimated from growth parameters are of limited use because of imprecision in the traditional growth parameters K and L infinity. Natural mortality (M) based on the estimated longevity would range from 0.15 to 0.30. Based on body size, behaviour and physiology, estimates of M for adult fish are likely to be fairly low.

4. Reproduction

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° North latitude). Spawning in the western north Atlantic appears to occur throughout the summer with a primary peak in July and a secondary peak in October (de Sylva and Breder, 1997). Gonad observations in the southwest Atlantic (SCRS/96/101) indicate that blue marlin spawn off Brazil between 17°-23°S, 37°-42°W during the southern summer (January and February). In addition, larval collections in the southwest Atlantic indicate that blue marlin spawn off Brazil between 7 and 20°S during the summer.

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 as 7 million eggs (SCRS/81/16). There is some evidence based on analysis of frequency of ova diameters that blue marlin spawn more than one time per year.

5. Stock Identification

In previous SCRS reports, stock (management unit) hypotheses for blue marlin have included: (1) a total Atlantic hypothesis; and (2) separate north and south Atlantic stock hypothesis. A latitudinal boundary of 5° North was used to separate the north and south stock hypotheses. This was chosen as a north/south boundary primarily because it coincides with ICCAT statistical areas. The 1995 SCRS recognized the increased importance of the total Atlantic hypothesis. The Workshop reviewed the evidence in relation to these two hypotheses.

Tag recoveries of 131 Atlantic blue marlin of NMFS tags (SCRS/96/103) and 29 of The Billfish Foundation tags (SCRS/96/103) indicate both trans-Atlantic movements (6 fish) and trans-equatorial movements (two fish). The distribution of blue marlin catches in the Atlantic Ocean by quarter (**Figure 1**) reveal a continuous distribution across the proposed north/south stock boundary. Spawning occurs in both the north and south Atlantic during the respective summers, but it is not known whether some individuals participate in both areas. No morphometric differences have been noted between blue marlin from the north and south Atlantic. Analysis of blue marlin mitochondrial DNA (SCRS/96/107) revealed no significant heterogeneity between a large north Atlantic and small south Atlantic sample, although the power of the analysis was reduced due to the overall high level of variation and small size of the south Atlantic sample. Nevertheless, levels of within-ocean divergence were very much lower than those reported between Atlantic and Pacific blue marlin.

The Workshop felt that the available data were consistent with the total Atlantic stock hypothesis. Moreover, the designation of north and south Atlantic stocks appears to be arbitrary given the biology of the animal. However, it was noted that a precautionary approach should be taken to the management of this resource and that both stock models should be used in the assessment.

B) White Marlin

1. Movement Patterns

A total of 561 white marlin, tagged primarily in the western north Atlantic, has been recaptured (SCRS/96/96, SCRS/96/103). As with the blue marlin, the majority of recoveries has occurred in the same general area as the original capture. A substantial number of individuals moved between the mid-Atlantic coast of the United States and the northeast coast of South America. One transatlantic 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 years).

2. Age and Growth

Very little age and growth research has been conducted on white marlin, although they are considered to be very fast growing. As with the blue marlin, predicting age from length or weight is very imprecise due to the many age classes in the fishery. Sexually dimorphic growth also exists for white marlin, 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 4,305 days (11.8 years). The individual was estimated to weigh 50 pounds at the time of first capture, resulting in a minimum estimate of longevity of 14-15 years.

3. Mortality

As with blue marlin, no reliable estimates of natural mortality rates are available. Tagging data are insufficient for that effort. Also, estimating M from growth parameters is limited because of imprecision in the traditional growth parameters K and L infinity. Natural mortality (M) based on the estimated longevity would range from 0.15 to 0.30. However, based upon body size, behaviour, and physiology, estimates of M for adult fish would likely be fairly low.

4. Reproduction

Spawning in the northwest Atlantic appears to occur in the Caribbean Sea throughout the summer with a primary peak in July and August (de Sylva and Breder, 1997). Spawning in the western South Atlantic occurs off of Brazil during late spring and summer (November to March) between 17°-27°S, and 40°-48°W (SCRS/96/101).

5. Stock Identification

Stock hypotheses for white marlin have included: (1) a total Atlantic stock; and (2) separate north and south Atlantic stocks. As with blue marlin, a latitudinal boundary of 5° North has been used for the separate stock hypothesis. This was chosen as a north/south boundary primarily because it coincides with ICCAT statistical areas. The Workshop reviewed the evidence in relation to these two hypotheses.

Tag returns of 512 fish from NMFS (SCRS/96/96) and 40 from The Billfish Foundation (SCRS/96/103) include one transatlantic migration. Although extensive northerly and southerly movements have been observed, no trans-equatorial movements have been documented. The distribution of white marlin catches in the Atlantic Ocean by quarter (**Figure 2**) show a continuous distribution across the proposed north/south stock boundary. Spawning of white marlin occurs in both the north and south Atlantic during the respective summers, but it is not known whether individuals spawn in both areas. No morphometric differences have been noted between white marlin from the north and south Atlantic. Analysis of white marlin mitochondrial DNA (SCRS/96/107) revealed no significant heterogeneity among collections throughout the Atlantic, although a similar analysis of geographically distant collections of striped marlin within the Pacific Ocean demonstrated considerable genetic divergence. A more rigorous test of the north/south hypothesis of using two large (70+ each) collections of white marlin from the United States and Brazil showed no significant heterogeneity.

The Workshop felt that the available data are consistent with the total Atlantic stock hypothesis for white marlin. In addition, the choice of north and south Atlantic stocks, as with blue marlin, appears arbitrary. However, it was noted that a precautionary approach should be taken to management this resource and that both stock models should be used in the assessment.

C) Sailfish

1. Movement Patterns

A total of 1,223 tagged sailfish has been recovered from the western North Atlantic (SCRS/96/96, SCRS/96/103). Most of the sailfish have been recovered in the general area of their release, even after several years at liberty. Some individuals have undertaken extensive movements (in one case exceeding 2,000 nautical miles), but there are no documented transatlantic or trans-equatorial recaptures. Most recoveries have been in the vicinity of the release site. The extensive movements implied by many of the longest recaptures indicated more of an oceanic habitat than previously realized.

Seasonal movements of sailfish have been noted off Africa, where the sailfish concentrations have been associated with oceanic fronts.

2. Age and Growth

Growth parameter estimates for western Atlantic sailfish based on dorsal spines and otoliths were validated by Prince *et al.* (1986). Growth parameters for eastern north Atlantic sailfish have been estimated from length frequencies (Limouzy, pers. comm.), but it is recognized that these are not validated and may be imprecise. A minimum estimate of longevity for sailfish can be calculated from an individual that was recaptured after 5,862 days (16 years) at liberty. An estimate of size at release is not available for this fish.

3. Mortality

As with blue and white marlin, no reliable estimates of natural mortality rate are available. Tagging data are insufficient for that effort. Also, estimating M from growth parameters are limited because of imprecision in the traditional growth parameters K and L infinity. Natural mortality based on estimated longevity ranged from 0.15 to 0.30. However, based upon body size, behaviour, and physiology, estimates of M for adult fish would likely be fairly low.

4. Reproduction

Sailfish spawn from April through September in the north Atlantic and in November/December through February in the western south Atlantic (SCRS/96/101, SCRS/92/52) off Brazil (20°-27°S, 39°-48°W). Spawners have been noted off Senegal in the summer.

5. Stock Identification

Sailfish stock structure may be complex as the species appears to have a more coastal distribution than the marlins. In previous SCRS Reports, stock hypotheses for Atlantic sailfish are for separate east and west Atlantic stocks. The Workshop briefly reviewed the evidence in relation to this hypothesis.

Tag and recapture data indicate that the majority of sailfish are recaptured in the general area of release. Although some individuals exhibit large movements and are recaptured in oceanic waters, there have been no records of trans-Atlantic or trans-equatorial movements. The distributions of sailfish catches in the Atlantic Ocean by quarter (**Figure 3**) show a continuous distribution across the tropical Atlantic. However, these catches include spearfish which have a more oceanic orientation. Therefore, these data are not useful in clarifying stock structure. Spawning of sailfish occurs in both the north and south Atlantic during the respective summers, but it is not known whether individuals spawn in both areas.

Differences in average size between eastern and western Atlantic sailfish have been noted (1992 SCRS). Frequency of spots on the inter radial area of the dorsal fin appears to show differences between areas. The spots do not occur in sailfish of the western north Atlantic, whereas they do occur in Brazilian, west African and Indian Ocean sailfish. In addition, eastern Atlantic sailfish tend to be larger, on average, than western Atlantic sailfish (1992 SCRS).

Examination of mitochondrial DNA (SCRS/96/107) of western Atlantic sailfish from the United States and Brazil revealed no genetic heterogeneity, although there were very strong differences between western north Atlantic and Pacific sailfish. Samples from the eastern Atlantic have yet to be analyzed.

The Workshop felt that the available data are consistent with an east/west Atlantic stock hypothesis for sailfish. In addition, reasonable alternative hypotheses for this species have not been supported by the available data. In light of this, it was noted that a precautionary approach should be taken to management of the resource but that the stock structure hypothesis now used appears to be the most logical choice at this time.

7. STOCK ASSESSMENT ANALYSES

(Rapporteur: G. Scott)

A) Composite CPUE series for use in non-equilibrium (ASPIC) production modelling.

The Workshop developed composite CPUE series, representing several fleets for use in production modelling. The procedures applied in development of these composite indices are described below.

1. North Atlantic Longline and Recreational Composite CPUE

For the north Atlantic, blue and white marlin indices of abundance, standardized CPUE indices were developed for the Japanese, Chinese Taipei, and U.S. longline fisheries, and U.S. and Venezuela recreational fisheries. To construct a composite CPUE to represent all north Atlantic fisheries, the yearly standardized CPUE estimate for each fishery was first divided by the overall mean CPUE for that series for the time period that was common to all of the indices. This provided an adjusted yearly CPUE for each fishery, on a common scale. A single annual adjusted CPUE estimate was used for years where only one estimate was provided (Japan for years 1960-1968). Where there were overlapping years, averages of adjusted annual CPUE estimates across fisheries for each year were used. For the years 1969-1986, Japan and Chinese Taipei adjusted CPUEs were averaged, for the years 1987-1994, Japan, Chinese Taipei, and U.S. longline adjusted CPUEs were averaged, and for 1995 Japan and U.S. adjusted CPUEs were averaged. This furnished

a single composite longline CPUE time series for the north Atlantic. For the recreational series, the single adjusted CPUE series from Venezuela was used for 1961-1972 and the averaged adjusted CPUEs from Venezuela and the U.S. recreational indices from 1973-1995. This furnished a single composite recreational CPUE time series for the north Atlantic. These two time series were used in the north Atlantic blue and white marlin models. **Tables 2a-2c** and **Figures 4a-4c** show the composite values and the components used in constructing the composites.

2. South Atlantic Longline Composite CPUE.

For the south Atlantic, the procedure for constructing composite indices was identical to the north, except for the fishery series used. Blue and white marlin CPUE indices were collected from the Japanese, Chinese Taipei, and Brazilian longline fisheries. For the overall CPUE for the south Atlantic, the single annual CPUE estimate for years was used where only one estimate was provided (Japan for years 1961-1967). For the years 1968-1970, Japanese and Chinese Taipei adjusted CPUEs were averaged, for the years 1971-1994, Japanese, Chinese Taipei, and Brazilian longline adjusted CPUEs were averaged, and for 1995 Japanese and Brazilian adjusted CPUEs were averaged. This furnished a single composite longline CPUE time series for the south Atlantic. **Tables 3a-3c** and **Figures 5a-5c** show the composite values and the values used in constructing the composites.

B) Use of Abundance Based CPUE in Lumped Biomass Dynamics Models

The Workshop noted that because of limited information on the sizes of landed and discarded fish, nearly all of the CPUE time series data available to characterize abundance were in units of numbers caught per unit effort, while the units of catch were in metric tons. The surplus production model used in the assessment analysis assumes that the CPUE and catch information are in the same units. Violation of this assumption could compromise the result if mean size of the fish in the catch varied over the time period involved in the analysis. This is an important consideration since a shift in mean size of the catch is an expected result of a change in fishing mortality caused by the shift in the age structure of the population in response to the change in survival.

The impact of this potential problem was evaluated by applying the surplus production model to simulated data. The simulation used an age structured model based on the life history of swordfish and an arbitrary trend in fishing mortality from 1960 to 1995. Catch in biomass and CPUE indices in units of number and biomass were generated for each year of the simulation. No error was added to any of the measurements. The resulting time series allowed a direct evaluation of the error that may result from fitting the surplus production model using CPUE in number rather than biomass, and a comparison of both fits to the known true values from the simulation (**Appendix 4-WTSimul**).

The model fit to both CPUE index types was very good ($R^2 > 0.95$), but the biomass CPUE based fit was nearly perfect ($R^2 = 0.998$). The average of the fishing mortality rates estimated using the alternative CPUE indices were nearly identical, but both averaged about 25% less than the true value from the simulation. This result suggests that fishing mortality may be slightly underestimated by the surplus production model. The reason for this result is uncertain, and may not be a generic feature of the method.

The estimate of MSY from the CPUE index based on numbers was twice the value of the same estimate derived with the CPUE index based on biomass. The MSY estimate derived with the biomass CPUE was within 10% of the true value. Several alternative runs made with different fishing mortality vectors produced similar results, but the difference between the estimates of MSY using the two CPUE types increased with increases in magnitude of the difference between the lowest and highest simulated level of fishing mortality. Also shifts in selectivities that increased the proportion of young fish in the catch increased the estimate of MSY using the numbers based CPUE. This over-estimation of MSY arises because changes in CPUE in number do not reflect that part of the change in biomass of the stock resulting from changes in mean size caused by the change in survival at different fishing mortality rates. Consequently, the estimates of MSY derived with the surplus production model herein are likely to be biased upward, and fishing rates that produce catches at the level of the estimated MSY may be in excess of the actual F_{MSY} , and those catch levels may not be sustainable. Consequently, the MSY estimates and associated variables should be viewed with caution.

Future assessments should use CPUE in biomass units, if possible, or establish that mean weights have not changed during the time series being evaluated. Alternatively, the behaviour of the variables estimated using surplus production methods should be thoroughly investigated to establish their relative robustness and possible biases when fitted to number-based CPUE values. Such analyses should include consideration of the effects of errors in the catch and CPUE estimates.

C) Residual Patterns in the ASPIC Model Fits

In many of the ASPIC model fits, the residuals appeared to have a periodic pattern that may be the result of age structure effects that cannot be accommodated by the model. This possibility was evaluated using data from an age-structured simulation of swordfish catch and CPUE (**Appendix 4-Simul**). The age structure of the population at the beginning of the simulation was at equilibrium for $M=0.20$ and $F=0.05$ for fully recruited ages ($>=4$). Fishing mortality for the simulation increased from about 0.05 in 1960 to about 0.65 in the mid-1970s and then declined to about 0.35 by 1995. The stock-recruit function for the simulation was the Ricker function with a slope at the origin of 15. No error was added to the catch or CPUE data generated by the simulation.

The resulting simulated time trend in CPUE and catch was similar to the actual billfish data, and the pattern of residuals resulting from the application of ASPIC to these data showed the same periodic pattern seen in the blue marlin fits. Since both catch and CPUE for the simulated data were known without error, the residuals reflect inconsistencies between the surplus production model which lacks age structure and the actual population. Consequently, the pattern of residuals seen in the ASPIC fits to the blue marlin data may be the result of structural differences between the population and the surplus production model used to represent it. This is not to indicate that the model applied cannot recover the realized biomass trajectories and fishing mortality rate trajectories in the populations. In fact, the observed residual patterns could be interpreted as indicating that the model is correctly capturing the signal in the data sets examined. Simulation trials with age-structured data sets (Prager *et al.* 1996) suggest that the method applied can successfully recover the correct patterns from age-structured data, given information without error.

D) Non-equilibrium Model (ASPIC) Fits

Catch and effort data consistent with the north Atlantic and total 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 south Atlantic stock hypotheses for either blue or white marlin, and so no production modelling results for the southern marlin stock hypotheses are presented in the meeting report. Some inference about southern stock resource status can be drawn from comparative evaluations of the northern and total Atlantic analyses presented in the report. The Workshop recommended that additional analysis of the southern Atlantic CPUE and catch data be conducted in the near future. Summary results of the analyses conducted at the workshop are presented in **Figures 6-9**. Details of the results are shown in **Appendix 4-Results**.

Blue Marlin

For the total Atlantic blue marlin stock hypothesis analyses, three composite CPUE time series were used in modeling. Two of these were from longline fisheries and one from recreational fisheries. Data available to the Workshop permitted developing a composite north and a composite south longline index as well as a composite rod & reel index for blue marlin. For modeling, the northern longline index, which was comprised of Japanese, Chinese Taipei, and U.S. longline fleet CPUE information, was matched to all catch from the northern Atlantic, except those resulting from rod & reel (sport) fisheries. The rod & reel catches were matched to the composite rod & reel index developed from the U.S. and Venezuelan CPUE series (see CPUE section above). The southern longline composite index was developed from CPUE data from the Japanese, Chinese Taipei, and Brazilian longline fleets operating in the south Atlantic. This index was matched to catches from the south Atlantic. Catches of blue marlin from the entire Atlantic from 1960-1995 were used in the estimation procedure. To avoid potential effects of statistical outliers on the results of the production models, an approximate 5% two-sided tail trim was applied to the residual distribution resulting from the initial fit of the model to the CPUE and catch data. Annual observations with Studentized residuals (computed from each individual series) exceeding ± 1.96 were excluded from the final model run, this procedure resulted in removing the 1969 observation from the northern longline index, the 1966 observation from the rod & reel index, and the 1990 observation from the south Atlantic longline index. All parameters in the model (3 fishery catchabilities (q 's), the intrinsic rate of increase (r), maximum sustainable yield (MSY), and the biomass level in 1960 expressed relative to that which could produce MSY (B_{1R})) were estimated.

For the north Atlantic blue marlin stock hypothesis, a similar procedure to that used for the total Atlantic analysis was employed, except only the composite CPUE series (north Atlantic longline and rod & reel) and catches from the north Atlantic were used. In this case, catches from 1956 were used and the initial relative biomass level (B_{1r}) was fixed at 2.0 (at the expected equilibrium level for an unexploited stock, under the population dynamics model applied). This assumption was believed to be appropriate for north Atlantic blue marlin in the absence of any known substantial fisheries for this species in the north Atlantic prior to the mid-1950s. The tail trimming procedure described above resulted in removing the 1964, 1969, and 1979 observations from the composite longline index and

removal of the 1966 observation from the composite rod & reel index used in the final model run. **Table 4** presents estimates of quantities of interest from the analyses considered for blue marlin.

White Marlin

For the total Atlantic white marlin stock hypothesis, procedures similar to the analysis for blue marlin were employed. An exception for this case was that the rod & reel composite index was not used in the total Atlantic analysis as the rod & reel catches were a very low proportion of the total (in the order of 5%). The model employed could not easily accommodate the catch rate pattern observed in the earliest part of the time series, which showed a large increase in the initial period, unless initial biomass was allowed to be a very low level. This condition was not judged to be biologically realistic and, in combination with the observation that nominal catch rate patterns, although based on very limited observations, suggested that catch rates prior to 1960 were higher than the early 1960s. The Workshop decided to restrict the CPUE time series for analysis to the period 1965-1995. However, it was recommended that additional research into (a) further development of models which could more easily incorporate these types of catch rate dynamics; (b) biological bases for such patterns; and (c) more historical catch rate patterns to establish if these patterns persist when more information becomes available. Two additional CPUE observations in the north Atlantic longline composite index (1966 and 1967) had very large residuals in the initial fit to these data and were eliminated from the final model fit.

For the north Atlantic white marlin analysis, a composite northern longline index and a composite rod & reel index were used in analysis. As in blue marlin, the rod & reel composite index was matched to the rod & reel catches of white marlin in the north Atlantic stock area. The composite longline index was matched to the remaining catches in the northern stock area. Trimming of potential outliers using the criterion above, resulted in removal of the CPUE observations from the composite longline index for 1960-61, 1966, 1977, and 1979. Rod & reel CPUE observations for 1963, 1969, 1971, and 1980 were also removed as potential outliers by application of the Studentized residual value criterion. **Table 4** presents estimates of quantities of interest from the analyses considered for white marlin.

E) Results

The non-equilibrium production model analyses were used to estimate the fishery benchmarks of maximum sustainable yield (MSY), the fishing mortality rate at MSY (F_{MSY}), biomass trajectories, trajectories of fishing mortality rates and trajectories of these quantities relative to benchmark values of the biomass which could produce MSY and the fishing mortality rate at MSY. For all benchmarks, bias corrected 80% confidence intervals were constructed based on bootstrap trials. For the blue marlin north and white marlin north and total Atlantic analyses, 1000 bootstrap trials were computed. For the blue marlin total Atlantic analysis, 2000 bootstrap trials were conducted. In cases where bootstrap trials yield combinations of parameters which exceeded specified boundary constraints, which resulted in bimodal distributions of model parameter estimates (intrinsic rate of increase (r), MSY, biomass ratio of first year, B1R), these trials were excluded from further computations. In the case of total Atlantic blue marlin, the model constraints used were $2.0 > r > .1$, and $MSY < 15,000$, and $B1R < 2$. This procedure resulted in removing 577 of the original bootstraps and the remaining 1,423 trials were used for the total Atlantic blue marlin analysis.

Blue Marlin

The MSY of blue marlin (assuming that the Total Atlantic comprises a single stock) was estimated to be 4,461 MT with an 80% bias corrected confidence interval of 4,096-4,787 MT (**Table 2**). Biomass at the beginning of 1996 was estimated at 24% of that which would produce MSY with an 80% bias corrected confidence interval of 12-41%. Fishing mortality in 1995 was approximately three times F_{MSY} (**Table 4**).

The biomass trajectory for total Atlantic blue marlin shows a decline since 1989 after increasing through the 1980s (**Figure 6a**). Fishing mortality rates were variable in the 1980s with somewhat of a declining trend (**Figure 6b**). However, fishing mortality rates in recent years appear to have increased. Generally, the largest impact on total Atlantic blue marlin occurred in the early 1960s at which time the biomass was probably reduced to below an MSY level. It appears that the recovery trajectory of the 1980s has been reversed.

North Atlantic blue marlin (assuming a separate north Atlantic stock) show similar trends to that of the total Atlantic with some notable exceptions. The MSY of north Atlantic blue marlin was estimated to be 1,963 MT with an 80% confidence interval of 1,742-2,133 MT (**Table 4**). Biomass at the beginning of 1996 was 61% of that which would produce MSY with an 80% confidence interval of 46-78%. Fishing mortality in 1995 was slightly above F_{MSY} (**Table 4**).

As with the total Atlantic hypothesis, generally, the largest impact on north Atlantic blue marlin occurred in the early 1960s at which time the biomass was probably reduced to below an MSY level. The biomass trajectory for north Atlantic blue marlin shows variability during the early 1980s followed by an increase in the late 1980s (**Figure 7a**). Fishing mortality rates were variable in the 1980s, but were generally above F_{MSY} (**Figure 7b**). Fishing mortality rates in recent years appear to have decreased and the biomass is increasing toward MSY levels (**Figures 7a and 7b**).

White Marlin

The MSY of white marlin (assuming that the total Atlantic comprises a single stock) was estimated to be 2,177 MT with an 80% bias corrected confidence interval of 2,102-2,228 MT (**Table 4**). Biomass at the beginning of 1996 was estimated at 23% of that which would produce MSY with an 80% confidence interval of 13-38%. Fishing mortality in 1995 was approximately twice F_{MSY} ($F_{95}/F_{MSY} = 1.96$ (**Table 4**)).

The biomass trajectory for total Atlantic white marlin shows a decline since the late 1980s after increasing through the early 1980s (**Figure 8a**). Fishing mortality rates were variable in the 1980s with somewhat of an increasing trend (**Figure 8b**). As with blue marlin, the largest impact on total Atlantic white marlin occurred in the early 1960s at which time the biomass was probably reduced to below an MSY level. It appears that recovery was initiated in the early 1980s but that trend has been reversed since the late 1980s.

North Atlantic white marlin show an almost continuous declining trend throughout the time series (**Figure 9a**), declining below biomass at MSY in the early 1970s. Fishing mortality rates were variable in the 1980s at levels higher than F_{MSY} (**Figure 9b**). Fishing mortality rates in recent years appear to be higher than in the late 1980s (**Figure 9b**).

The MSY of north Atlantic white marlin was estimated to be 536 MT with an 80% bias corrected confidence interval of 85-771 MT (**Table 4**). Biomass at the beginning of 1996 was 32% of that which would produce MSY with an 80% confidence interval of 24-41%. Fishing mortality in 1995 was 2.37 that of F_{MSY} (**Table 2**).

8. RECOMMENDATIONS

(Rapporteur: E. Prince)

The ICCAT Enhanced Research Program for Billfish was adopted at the 1985 ICCAT Commission Meeting and started in 1987, with funding from private sources. At SCRS meetings, annual research plans have been developed for the Program for the upcoming sampling year. Some countries, e.g. Japan and the United States, did considerable work without receiving any supplemental funds.

The Workshop strongly noted the unique aspects of the fisheries and biology of Atlantic billfishes that serve to distinguish this group of species from the other more traditional species (i.e. bluefin tuna, swordfish) that come under ICCAT mandate. The supplemental funds made available for billfish work through ICCAT have targeted these unique problems in order to make progress on data acquisition and developing the billfish data bases for stock assessment purposes.

The Workshop reviewed the progress to date and discussed the importance of continuing the ICCAT Enhanced Billfish Program. It was noted that many of the countries with fisheries for billfish were not members of ICCAT. For these countries, the availability of supplemental funding is especially important in order to be able the work to be conducted on these species. Even for the ICCAT member countries, billfish are often an incidental catch and represent a rather minor part of the fishery. Thus, supplemental funding ensured that additional research, over and above general research efforts on large pelagics, could be devoted to billfish. Notwithstanding, the Workshop emphasized that all countries that are ICCAT member nations should recognize their responsibilities to submit requested detailed statistics on all ICCAT species, even if billfish are an incidental catch which are not landed.

The Workshop reviewed once again the "Resolution by ICCAT for the Enhancement of Research Programs for Billfishes" (Annex 4-12 to the Proceedings of the 14th Regular Meeting of the Commission), and concluded that substantial progress has been made as regards operative paragraphs 1, 2, 4 and 5. At the same time, the Workshop recommended that the 1996 SCRS carefully review operative paragraph 3 concerning the five-year research plan, to incorporate the request from the Commission to promote the voluntary release, by commercial and recreational fishermen, of blue marlin, white marlin, sailfish and spearfish taken alive in the Convention area and, where practicable, the tagging of these species under the Program. At the same time, the Workshop considered that such a plan can be developed only if Commission funding becomes available to the Billfish Program. This is particularly true for the Billfish Program because, since its inception, this Program has been funded by private sources only.

Relying on this type of funding base severely limits long-range planning, (i.e. > five years) because of the uncertainty and variability in receiving private funds over extended time periods.

The Workshop adopted the following specific recommendations:

1. As indicated in the attached Report of the Data Preparatory Session (**Appendix 5**), it is strongly recommended that billfish catches be estimated and additional sampling be carried out on the swordfish fishery and tropical purse seine fisheries of the EC (mainly for Spain and France). In addition, recent operational changes in longline fisheries in the south Atlantic, particularly those of Uruguay and Brazil, and the newly developing longline fisheries in the Caribbean area, should be monitored closely.
2. Expand efforts to report and estimate Atlantic recreational billfish catches and CPUE indices, and estimate the total number of released and tag released billfish, by species, from Atlantic recreational fisheries. In addition, the same estimates should be made for all other gears, including the longline fisheries.
3. The Workshop noted that increased numbers of length frequency samples have been obtained since the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish started in 1987. It was stressed that these accumulated data sets may be approaching the level at which length based assessment techniques could be used and the continuation of this collection was encouraged. There is a need to obtain samples from fisheries not presently covered and these data should be transmitted to the Secretariat on a regular basis.
4. The increased tagging activities in recent years is encouraging. While current returns have been helpful in developing hypothesis of stock structure, more information are needed. Continued tagging in all areas is important.
5. Continuing and expanded efforts should be made to encourage the reporting of tag recaptures and associated biological information. As the tag recoveries represent a very small percentage of tags released, efforts to investigate the relationship between tag recovery and condition of tag released fish should be made.
6. Studies to assess the post-release survival for billfishes caught from commercial and recreational vessels is vital to the management of this species group. These should be initiated as soon as possible. Also, every effort should be made to initiate studies that show potential for maximizing the survival of tagged released billfishes. For example, hook damage studies, comparing damage between circle and straight shaft hooks is currently being conducted on Atlantic bluefin tuna and this may have application for billfishes.
7. Tagging activities of billfish, particularly those billfish that are still alive from when brought alongside vessels, should be accelerated. The Working Group strongly recommended that the Resolution adopted by the Commission in 1995 concerning billfish be implemented. In this regard, fishing practices that hinder the live release of billfishes (and other species), such as use of steel leaders on hook gangions, should be avoided.
8. There is limited amount of basic biological data on billfishes and efforts should be made to improve estimates of growth, size, maturity, fecundity, and seasons and areas of spawning, which all require further study.
9. Initiate research to assess the effect of how CPUEs in numbers, instead of CPUEs in weight, affect assessment results.
10. The Workshop requested that Ghanaian scientists validate the substantial revisions in sailfish catches (1974-76, **Appendix 5**) and formally present these new data, with justification, to the Secretariat. Also, estimates of catch prior to 1974 should be provided.
11. The Secretariat should contact the IATTC to obtain data on billfish by-catches by purse seine vessels that regularly operate in the Pacific Ocean but that occasionally operate in the Atlantic Ocean (Caribbean) and do not report Atlantic catches to ICCAT.

12. Evaluate bootstrap results with 2000 iterations for stock assessments.
13. Incorporate more fully the scientifically observed catch rate data in CPUE standardization.
14. Methods should be further developed that would more easily accommodate the catch rate dynamics observed in the early part of the time series for billfish. Research into the biological basis for such dynamics is also needed. At the same time, the historical catch rate pattern should be further verified, if possible.

In summary, the Workshop noted the success of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish in the development of the foundation upon which assessments of the billfish stocks could be carried out on a regular basis. Notwithstanding, the Workshop emphasized that there were areas in which the Program needed to expand, particularly the collection of additional data of the type that would ensure refinement of stock assessments. Such refinements would enable more useful scientific advice to the Commission. Furthermore, it was recognized that in order for the SCRS to provide regular stock assessment advice on billfish, as it does with other species, on-going monitoring must be continued.

The Workshop urged that an annual work plan for the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish continue to be developed for each year's work.

9. ADOPTION OF REPORT AND CLOSURE OF THE MEETING

The Report was thoroughly reviewed and adopted by the Workshop. Some modifications, introduced after the meeting, were approved by mail. The Report was presented to the 1996 SCRS for its review as COM-SCRS/96/19.

At the closure of the Workshop, the Chairman thanked all the participants for their collaboration and hard work. Appreciation was also expressed for the excellent technical support given to the group by the Southeast Fisheries Science Center staff, particularly concerning the tedious analytical work for the stock assessments. The Workshop expressed special thanks to The Billfish Foundation (TBF) for providing financial support for the Workshop.

The participants unanimously commended the Chairman for his efficient chairing of the Workshop.

The Third ICCAT Billfish Workshop was adjourned.

LITERATURE CITED

- de SYLVA, D. P., and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Fish. Bull.*, U.S. 60(3): 668-697.
- HILL, K.T., C.M. Cailliet, and R. L. Radtke. 1989. A comparative analysis of growth zones in four calcified structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. *Fish. Bull.*, U.S. 87(4): 829-843.
- PRAGER, M. H., C. P. Goodyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing gear selectivity. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, 125: 729-740.
- 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.*, U.S. 89: 441-459.
- PRINCE, E. D., D. W. Lee, C. A. Wilson, and J. M. Dean. 1986. Longevity and age validation of a tag-recaptured Atlantic sailfish, *Istiophorus platypterus*, using dorsal spines and otoliths. *Fish. Bull.*, U.S. 84(3): 493-502.
- 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. Exp. Mar. Biol. Ecol.*, 151: 209-225.

RAPPORT DES TROISIÈMES JOURNÉES D'ÉTUDES DE L'ICCAT SUR LES ISTIOPHORIDÉS

Miami, Floride, Etats-Unis, 11 - 20 juillet 1996

1. OUVERTURE DE LA RÉUNION

Les Troisièmes Journées d'Etudes de l'ICCAT sur les istiophoridés ont eu lieu au *Southeast Fisheries Science Center* du *National Marine Fisheries Service*, à Miami, en Floride (Etats-Unis), du 15 au 20 juillet 1996. Ces Journées ont été précédées d'une Réunion préparatoire des données, au même endroit, du 11 au 13 juillet. L'hôte de ces deux réunions était le gouvernement des Etats-Unis. Le D^r Joseph Powers, Directeur du *National Fisheries Service* du laboratoire de Miami, ainsi que le D^r Eric Prince, coordinateur pour l'Atlantique Ouest du Programme de Recherche Intensive de l'ICCAT sur les istiophoridés, ont souhaité la bienvenue aux participants.

Le D^r Prince a résumé brièvement les progrès réalisés au cours de la Réunion préparatoire des données. Il a rappelé que le Programme de Recherche Intensive de l'ICCAT sur les istiophoridés était financé par des fonds privés.

Le D^r Prince a également rappelé que la Commission avait adopté en 1995 une Résolution au sujet du programme de recherche sur les istiophoridés (voir Annexe 4-12 des *Comptes-Rendus de la Quatorzième Réunion Ordinaire de la Commission*, Madrid, novembre 1995), et que ces Troisièmes Journées d'Etude sur les istiophoridés étaient en partie une réponse à cette résolution. Il a précisé que ces Journées d'Etudes étaient financées par des fonds spéciaux de la *Billfish Foundation*.

2. ADOPTION DE L'ORDRE DU JOUR

L'Ordre du Jour provisoire a été présenté et adopté (voir **Appendice 1**).

3. DÉSIGNATION D'UN PRÉSIDENT ET ORGANISATION DE LA RÉUNION

Le D^r Eric Prince a été désigné à l'unanimité pour présider ces Journées d'Etudes. Il a été convenu que plusieurs rapporteurs seraient désignés pour chaque point de l'Ordre du Jour.

Tous les participants se sont présentés. La liste des participants se trouve en **Appendice 2**.

4. EXAMEN DU RAPPORT DU SCRS DE 1995

Le Rapport détaillé sur les istiophoridés du SCRS de 1995 et les résumés exécutifs du SCRS sur le makaire bleu, le makaire blanc et le voilier ont été examinés. Le Secrétariat a également présenté de nouvelles figures (cartes) qui montrent l'évolution annuelle (entre 1950 et 1994) de la distribution des prises déclarées pour chaque espèce d'istiophoridés. Les participants ont recommandé que ces cartes remplacent les figures qui accompagnent les résumés exécutifs et qui illustrent la distribution de chaque espèce dans l'Atlantique.

5. EXAMEN DE LA BASE DE DONNÉES

Les auteurs des différents travaux ont brièvement résumé oralement chacun des documents présentés au cours de ces Journées d'Etudes. Des débats ont eu lieu à la suite de chaque résumé. On trouvera en **Appendice 3** de ce rapport la liste des documents présentés. Ces documents ont été à nouveau examinés de façon plus détaillée au moment d'aborder les différents points de l'Ordre du Jour.

Le D^r Prince a annoncé que des financements externes avaient été garantis par la *Billfish Foundation* pour la publication du Rapport des Journées d'Etudes. La question de savoir si les participants désiraient une relecture de leurs documents de travail par d'autres scientifiques a été abordée. Il a été décidé que cette option était souhaitable, bien qu'elle représente une quantité plus importante de travail. Les D^{rs} Eric Prince et Mark Farber ont accepté de se charger du travail de révision des documents avec l'aide de sources internes et externes aux Journées d'Etudes. Le Président de ces Journées d'Etudes a informé les participants qu'il donnerait, après la réunion, des directives générales

à chaque auteur pour améliorer la qualité des documents. Les participants ont demandé que le SCRS publie les documents révisés ainsi que le rapport de ces Journées d'Etudes dans la collection des "Recueils de documents scientifiques", dans une édition soignée, à l'instar de ce qui a été décidé récemment pour le Symposium Thon de l'ICCAT. Le Secrétariat a demandé que dans le cas où la publication serait acceptée par le SCRS, les auteurs présentent les textes et les tableaux sur disquette et que les figures soient données soit sur disquette soit dans leur édition originale. Les participants ont également décidé que les documents qui ne seraient pas jugés satisfaisants par le comité de relecture ou ceux dont les auteurs ne souhaitent pas qu'ils soient révisés puissent être publiés uniquement dans l'édition ordinaire des documents de travail du SCRS.

A) Examen du rapport de la Réunion préparatoire des données

Le rapport provisoire de la Réunion préparatoire des données a été présenté, révisé et adopté par les participants (ci-joint en **Appendice 5**). Les participants aux Journées d'Etudes ont noté les progrès significatifs réalisés dans un grand nombre de bases de données Tâche I, en particulier dans le cas des données des pêcheries palangrières coréennes et du Taïpei chinois. Le Secrétaire Exécutif Adjoint de l'ICCAT a fait remarquer qu'il s'agissait de la première réunion de scientifiques directement concernés par la recherche sur les grandes flottilles palangrières hauturières (Japon, Corée, Taïpei chinois et Brésil) pour examiner les données de débarquement des istiophoridés. Des révisions ont été apportées aux données historiques de débarquements et de rejets de makaires bleus et blancs par les Etats-Unis entre 1979 et 1994, aux données relatives aux débarquements de la pêche sportive de voiliers par les Etats-Unis à partir de 1994 et aux débarquements de la pêche artisanale ghanéenne et sénégalaise (voir **Appendice 5**). La séparation Est/Ouest des données historiques de débarquements de voiliers de plusieurs autres flottilles palangrières a également été effectuée. Les nouvelles séries de données américaines (voir **Tableau 1**) ont été utilisées pour l'évaluation du stock. Toutefois, elles n'ont pas encore été consignées dans les tableaux de capture de l'**Appendice 5**, contrairement à tous les autres changements. Les scientifiques américains ont été priés de valider ces nouvelles données et de les présenter officiellement le plus tôt possible. Les participants aux Journées d'Etudes ont conclu que la résolution d'un grand nombre des problèmes qui existaient depuis longtemps, avait permis d'améliorer substantiellement la base de données Tâche I.

B) Données Tâche II de prise et d'effort

(Rapporteur : Y. Uozumi)

Les participants aux Journées d'Etudes ont examiné en détail les bases de données de l'ICCAT de prise et d'effort nominal annuel par fines strates spatio-temporelles, les données de taille (Tâche II), et la CPUE standardisée. Au total, huit documents décrivant les tendances des CPUE des makaires et des voiliers ont été présentés au cours de ces Journées d'Etudes.

La CPUE nominale des makaires bleus capturés au cours des championnats annuels de pêche qui ont eu lieu aux Bermudes entre 1988 et 1995 a été présentée dans le document SCRS/96/91. Ce document indique que la CPUE a diminué en 1988-1989 et qu'elle s'est stabilisée entre 1990 et 1995.

Les CPUE des makaires bleus et blancs capturés par la pêcherie palangrière japonaise entre 1960 et 1995 ont été standardisées dans l'hypothèse d'un stock total ou d'un stock nord/sud (SCRS/96/93 et 94). La CPUE de ces deux espèces a diminué brusquement au milieu des années soixante, puis cette tendance décroissante est devenue plus progressive et la CPUE s'est stabilisée au cours de la période la plus récente.

Les CPUE des makaires et des voiliers (y compris les makaires-bécunes et les marlins de Méditerranée) capturés par les pêcheries palangrières du taïpei chinois entre 1967 et 1994 ont également été standardisées (SCRS/96/100). Au cours des Journées d'Etudes, les CPUE des makaires bleus et blancs ont été re-standardisées en utilisant des sous-zones plus fines afin de minimiser l'effet des opérations de pêche à l'espadon au large du Brésil entre 1990 et 1992. Les participants ont noté que les révisions présentées dans le document SCRS/96/100 avaient provoqué une forte hausse des débarquements de makaire bleu et blanc pour la période 1990-1992. La CPUE du makaire bleu a diminué fortement à la fin des années soixante, s'est stabilisée dans les années quatre-vingt, puis a à nouveau augmenté dans les années quatre-vingt-dix. La CPUE du makaire blanc a diminué jusqu'au milieu des années soixante-dix, puis s'est relativement stabilisée, malgré quelques fluctuations au cours de la période observée, en particulier dans l'Atlantique nord. La CPUE en nombre a été convertie en poids en utilisant le poids moyen. Toutefois, les comparaisons entre les séries CPUE poids et nombre ne présentaient pas de différence significative.

Les CPUE des différentes flottilles brésiliennes ont été résumées dans le document SCRS/96/101. Les informations disponibles à partir des bordereaux de débarquements commerciaux et de la base de données Tâche II ont été utilisées pour estimer les séries standardisées des périodes 1971-1989 et 1992-1995. Les carnets de pêche des

bateaux qui ont participé à cette pêcherie ne sont pas encore disponibles sur disquette, mais cela ne saurait tarder. Les informations provenant de l'analyse des bordereaux de débarquements commerciaux ont été combinées aux données mensuelles du Brésil qui avaient été utilisées lors des Journées d'Etudes sur les istiophoridés de 1992. Chaque série a été échelonnée à sa valeur moyenne pour la période intermédiaire et la moyenne des données de cette période a été calculée. Les résultats de la standardisation et les modèles qui en résultent sont indiqués en **Appendice 4 - Brésil**.

Les CPUE de la pêcherie palangrière américaine de makaires et de voiliers, calculées à partir des déclarations que les pêcheurs sont tenus de consigner dans les carnets de pêche, ont été standardisées pour la période 1987-1995 (SCRS/96/110). Les CPUE des makaires bleus et blancs indiquent une légère tendance à la baisse. En revanche, les CPUE des voiliers ont augmenté jusqu'en 1993, puis ont diminué. Les données obtenues dans le cadre des programmes américains d'observation à bord des bateaux japonais actifs dans la Zone de Conservation des Pêcheries (FCZ) des Etats-Unis (1978-1987), au cours des campagnes d'études scientifiques menées par les Etats-Unis et collectées par des observateurs américains à bord de palangriers de leur pays (1992-1995) ont été examinées. L'analyse a été effectuée sur le makaire bleu. Les dernières données collectées par les observateurs à bord des bateaux américains et celles qui ont été obtenues par les observateurs à bord des bateaux japonais actifs dans la zone des Etats-Unis présentent le même défaut : un nombre limité d'observations dans le Golfe du Mexique et au large de la côte Nord-Est des Etats-Unis. Les modèles des taux de capture standardisée qui en découlent sont similaires à ceux qui ont été estimés à partir des données provenant des carnets de pêche des bateaux américains pour la période 1987-1995 (SCRS/96/110), bien que les estimations des CPUE standardisées soient plus variables en raison du nombre limité d'opérations de pêche observées par le personnel scientifique. Bien qu'elles soient encore provisoires et qu'elles n'aient pas été utilisées dans la présente évaluation, les données des observateurs destinées à la standardisation des séries CPUE permettront de disposer d'une meilleure base pour évaluer les stocks d'istiophoridés (ainsi que la plupart des autres stocks). Les résultats du travail réalisé à ce sujet au cours des Journées d'Etudes sont présentés en **Appendice 4 - Observateurs**.

Les CPUE standardisées des makaires bleus et blancs de la pêcherie sportive ont également été actualisées sur la période 1973-1995 (SCRS/96/103). Les CPUE du makaire bleu ont augmenté continuellement depuis 1973, avec quelques légères fluctuations. L'augmentation la plus forte s'est produite au cours des deux dernières années de la série. Les CPUE du makaire blanc ont tendance à diminuer. Par ailleurs, certains championnats de pêche qui avaient lieu dans des zones de faibles CPUE ont été établis dans des zones de CPUE plus élevées. Les pêcheurs sportifs ont eu tendance à viser de plus gros makaires bleus (en utilisant de plus grands appâts tirés à des vitesses plus grandes), probablement au détriment des makaires blancs. Ces tendances ont pu avoir un effet positif sur le makaire bleu et négatif sur le makaire blanc.

Les tendances des CPUE du makaire bleu, du makaire blanc et du voilier dans la pêche sportive vénézuélienne au large de *Playa Grande Yachting Club* ont été analysées sur la période 1961-1995 (SCRS/96/109). La CPUE a été exprimée en nombre de poissons par effort effectif (l'effort a été standardisé sans tenir compte du temps de "lutte" avec le poisson). La CPUE du makaire bleu a diminué brusquement dans les années soixante et s'est stabilisée plus récemment à des niveaux moins élevés, avant d'augmenter à nouveau en 1994-1995. La CPUE du makaire blanc a diminué constamment au cours de la période observée, malgré quelques fluctuations importantes.

6. DONNÉES BIOLOGIQUES, RELEVÉS DE MARQUAGE-RÉCUPÉRATION

(Rapporteur : J.E. Graves)

A) Makaire bleu

1. Schémas de migration

Les résultats des études de marquage réalisées principalement dans l'Atlantique Nord-Ouest (SCRS/96/96 et 103) indiquent que la plupart des 160 makaires bleus recapturés avaient été retrouvés dans leur zone de marquage, même après plusieurs années en liberté. Des schémas saisonniers importants de migrations entre les Etats-Unis et le Venezuela sont évidents. Certains spécimens ont effectué des migrations plus grandes, y compris des migrations interocéaniques (entre l'Atlantique et l'Océan Indien), des migrations transéquatoriales (du nord au sud) et des migrations transatlantiques (dans 6 cas), entre l'ouest et l'est.

2. 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 que la technique de détermination de l'âge par l'analyse des épines n'ait pas été validée pour cette espèce, elle a permis d'estimer que les makaires bleus vivaient au moins 20-30 ans (Hill *et al*, 1989). L'estimation de l'espérance de vie est également confirmée par la plus longue période en liberté observée pour un makaire bleu, qui atteint 4024 jours (environ 11 ans) pour un individu dont le poids était d'environ 65 livres au moment du marquage. Des poids de plus de 700 kg ont été observés. Les individus les plus grands sont invariablement des individus femelles.

Les poissons de plus de 190 cm (longueur fourche) ont tendance à croître davantage en poids qu'en longueur et la structure entière du corps s'en trouve modifiée. Ainsi, les courbes traditionnelles de croissance dans lesquelles la longueur et le poids sont considérés en fonction de l'âge ne sont pas très utiles pour les poissons supérieurs à cette taille. D'autre part, le nombre élevé de classes d'âge dans la pêcherie ne permet pas de prédire l'âge de façon précise à partir de la longueur ou du poids du poisson.

3. Mortalité

On ne dispose d'aucune estimation fiable du taux de mortalité naturelle (M) et les données de marquage sont insuffisantes pour déterminer cette variable. Les valeurs M estimées à partir des paramètres de croissance sont donc d'usage limité en raison de l'imprécision des paramètres traditionnels de croissance K et L_{∞} . La mortalité naturelle (M) calculée à partir de l'espérance de vie estimée se situerait entre 0,15 et 0,30. Si l'on se base sur la taille du corps, sur le comportement et sur la physiologie, les estimations de M pour les poissons adultes sont plutôt peu élevées.

4. Reproduction

Les distributions larvaires indiquent la présence de zones de frai à proximité de la région des Bahamas, des îles Turks et Caicos, de Puerto Rico et des îles Vierges, de Cuba et de la Jamaïque dans l'Atlantique Nord-Ouest (entre 15 et 20° N). Dans cette partie de l'Atlantique, le frai a lieu en été, en particulier en juillet et en octobre (de Sylva, à paraître). Les observations de gonades dans l'Atlantique Sud-Ouest (SCRS/96/101) 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). La collecte de larves dans cette région de l'Atlantique indique également que les makaires bleus fraient au large des côtes brésiliennes entre 7 et 20° S pendant l'été.

La fécondité d'une femelle de 147 kg dans l'Atlantique Nord-Ouest a été estimée à 10,9 millions d'oeufs et celle d'une femelle de 124,7 kg, à 7 millions d'oeufs (SCRS/81/16). L'analyse de fréquence des diamètres des oeufs indique que le makaire bleu fraie plus d'une fois par an.

5. Identification du stock

Dans les précédents rapports du SCRS, les hypothèses de stock (unité de gestion) de makaire bleu consistaient en 1) une hypothèse Atlantique entier et 2) une hypothèse de deux stocks séparés Atlantique Nord et Sud. Une limite latitudinale à 5° N a été utilisée pour séparer les stocks Nord et Sud. La séparation entre les deux stocks a été choisie dans le sens Nord-Sud en particulier parce qu'elle coïncidait avec les zones statistiques de l'ICCAT. Le SCRS de 1995 a reconnu l'importance croissante d'une hypothèse d'Atlantique entier. Les participants aux Journées d'Etudes ont examiné les résultats en fonction de ces deux hypothèses.

La recapture de 131 makaires bleus de l'Atlantique marqués par le NMFS (SCRS/96/103) et de 29 makaires bleus marqués par la *Billfish Foundation* (SCRS/96/103) indique des migrations transatlantiques (dans 6 cas) et transéquatoriales (dans 2 cas). La distribution des captures de makaires bleus dans l'Atlantique par trimestre (**Figure 1**) révèle une distribution continue de part et d'autre de la frontière des stocks Nord et Sud. Le frai a lieu aussi bien au Nord qu'au Sud au cours des étés de chaque hémisphère. Toutefois, on ne sait pas si certains individus participent au frai dans les deux zones.

Aucune différence morphométrique n'a été observée entre le makaire bleu du Nord et celui du Sud. L'analyse de l'ADN mitochondrial (SCRS/96/107) n'a pas révélé d'hétérogénéité significative entre un échantillonnage important dans le Nord et un échantillonnage limité dans le Sud. Il convient toutefois de noter que la validité de l'analyse est réduite du fait du niveau globalement élevé de variations et de la petitesse de l'échantillonnage réalisé dans le Sud. Néanmoins, les niveaux de divergence dans le même océan sont beaucoup moins importants que ceux qui avaient été observés entre les makaires bleus de l'Atlantique et ceux du Pacifique.

Les participants aux Journées d'Etudes ont considéré que les données disponibles étaient cohérentes avec l'hypothèse d'un stock Atlantique entier. En outre, la désignation des stocks Nord et Sud semble arbitraire si l'on considère la biologie de l'animal. Toutefois, il a été noté qu'une approche prudente était nécessaire en ce qui concerne la gestion de cette ressource et que les deux modèles de stock devaient être utilisés dans l'évaluation.

B) Makaire blanc

1. Schémas de migration

Cinq cent soixante et un (561) makaires blancs qui avaient été marqués principalement dans la zone occidentale de l'Atlantique Nord ont été recapturés (SCRS/96/96 et 103). A l'instar du makaire bleu, la majeure partie des recaptures a eu lieu dans la même zone que le marquage. Un nombre important de spécimens s'est déplacé entre le centre de la côte Atlantique des Etats-Unis et la côte Nord-Est de l'Amérique du Sud. Un makaire blanc a effectué une migration transatlantique (de l'Ouest à l'Est). Aucune migration transéquatoriale n'a été signalée, bien qu'un spécimen se soit déplacé dans les 100 milles nautiques de l'Equateur. La distance minimale la plus longue a été parcourue par un poisson récupéré 576 jours après avoir été marqué (soit 1,6 an) à 3150 milles nautiques de distance.

2. Age et croissance

L'âge et la croissance du makaire blanc n'ont pas fait l'objet d'une recherche approfondie. Toutefois, on considère que cette espèce a une croissance très rapide. Comme pour le makaire bleu, le fait de prédire l'âge en fonction de la taille ou du poids ne donne pas de résultats précis en raison du grand nombre de classes d'âge dans la pêcherie. On peut également parler d'un dimorphisme sexuel en ce qui concerne la croissance du makaire blanc. Toutefois, ce dimorphisme n'est pas aussi important que celui du makaire bleu. On a pu calculer l'espérance de vie minimum du makaire blanc à partir de la récupération d'un poisson marqué 4305 jours auparavant (soit 11,8 ans) qui pesait environ 50 livres au moment de la première capture. L'espérance de vie minimum serait donc de 14-15 ans.

3. Mortalité

A l'instar du makaire bleu, on ne dispose pas d'estimations fiables des taux de mortalité naturelle. Les données de marquage ne sont pas suffisantes pour déterminer cette variable. L'estimation de M à partir des paramètres de croissance n'est pas satisfaisante en raison de l'imprécision des paramètres traditionnels de croissance K et L_{∞} . La mortalité naturelle (M) calculée à partir de l'espérance de vie estimée se situerait entre 0,15 et 0,30. Toutefois, l'estimation de M pour des poissons adultes à partir de la taille du corps, du comportement et de la physiologie, donne des chiffres plutôt peu élevés.

4. Reproduction

Le frai dans l'Atlantique Nord-Ouest a lieu dans la mer des Antilles tout au long de l'été, en particulier en juillet et en août (De Sylva, à paraître). 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°-27° S et 40°-48° O (SCRS/96/101).

5. Identification du stock

Les hypothèses de stock de makaire blanc étaient les suivantes : (1) un stock Atlantique entier ; et (2) un stock Nord et un stock Sud, séparés - comme pour le makaire bleu - par une frontière latitudinale à 5° N choisie pour sa correspondance avec les zones statistiques de l'ICCAT. Les participants aux Journées d'Etudes ont examiné les résultats en fonction de ces deux hypothèses.

Parmi les recaptures de 512 poissons marqués par le NMFS (SCRS/96/96) et de 40 poissons marqués par la *Billfish Foundation* (SCRS/96/103), un poisson avait réalisé une migration transatlantique. Bien que de longues migrations vers le Nord et vers le Sud aient été observées, on ne dispose d'aucune preuve d'un déplacement transéquatorial.

La distribution trimestrielle des captures de makaires blancs dans l'Atlantique (voir **Figure 2**) montre une distribution continue des deux côtés de la frontière proposée entre le Nord et le Sud.

Les makaires blancs fraient dans l'Atlantique Nord et dans l'Atlantique Sud pendant les étés de chaque hémisphère, mais on ne sait pas si les mêmes individus fraient des deux côtés.

Aucune différence morphométrique n'a été observée entre le makaire blanc du Nord et celui du Sud. L'analyse de l'ADN mitochondrial du makaire blanc (SCRS/96/107) n'indique pas d'hétérogénéité significative entre les différents échantillons collectés dans l'Atlantique, bien qu'une analyse similaire d'échantillons de *makaira audax* collectés à des distances importantes dans l'Océan Pacifique indiquait des divergences génétiques considérables. Un test plus rigoureux de l'hypothèse Nord/Sud, effectué à partir de deux échantillonnages importants (plus de 70 poissons collectés dans les deux cas) de makaires blancs des Etats-Unis et du Brésil, n'a pas montré d'hétérogénéité significative.

Les participants aux Journées d'Etudes ont considéré que les données disponibles étaient cohérentes avec l'hypothèse d'un stock Atlantique entier de makaires blancs. Par ailleurs, à l'instar du makaire bleu, le choix de deux stocks distincts Nord/Sud semble arbitraire. Toutefois, on a considéré qu'une approche prudente était nécessaire pour la gestion de ce stock et que les deux modèles de stocks devaient être utilisés dans l'évaluation.

C) Voilier

1. Schémas de migration

Mille deux cent vingt-trois (1223) voiliers marqués ont été récupérés dans l'Atlantique Nord-Ouest (SCRS/96/96 et 103). La plupart des voiliers ont globalement été récupérés dans leur zone de marquage, même après plusieurs années en liberté. Certains poissons ont effectué des déplacements importants (un poisson avait parcouru plus de 2000 milles nautiques), mais on ne dispose d'aucune preuve de migrations transatlantiques ou transéquatoriales. La plupart des recaptures ont été réalisées près du lieu de marquage. Les grandes migrations ont permis d'obtenir davantage d'informations sur l'existence d'un habitat océanique que dans le cadre des analyses précédentes. Des mouvements saisonniers ont été observés au large de l'Afrique, où les concentrations de voiliers ont été associées aux fronts océaniques.

2. Age et croissance

Les estimations des paramètres de croissance du voilier de l'Atlantique Ouest à partir des épines dorsales et des otolithes ont été validées par Prince *et al.* (1986). Les paramètres de croissance du voilier de l'Atlantique Nord-Est ont été estimés à partir des fréquences de longueur (Limouzy, commentaire personnel), mais il faut savoir que ceux-ci n'ont pas été validés et qu'il est possible qu'ils soient imprécis.

Une estimation minimale de l'espérance de vie du voilier a pu être estimée grâce à un poisson recapturé après 5862 jours de liberté (soit 16 ans). On ne dispose pas d'une estimation du poids de ce poisson au moment où il a été marqué.

3. Mortalité

A l'instar des makaires bleus et blancs, on ne dispose d'aucune estimation fiable du taux de mortalité naturelle. Les données de marquage sont insuffisantes pour déterminer ce paramètre. L'estimation de M à partir des paramètres de croissance est limitée en raison de l'imprécision des paramètres traditionnels de croissance K et L_{∞} . La mortalité naturelle calculée à partir de l'espérance de vie estimée se situe entre 0,15 et 0,30. Toutefois, l'estimation de M pour un poisson adulte, à partir de la taille du poisson, de son comportement et de sa physiologie, donne des chiffres plutôt bas.

4. Reproduction

Les voiliers fraient entre avril et septembre dans l'Atlantique Nord et de novembre/décembre à février dans l'Atlantique Sud-Ouest (SCRS/96/101 et SCRS/92/52) au large du Brésil (20°-27° S, 39°-48° O). Le frai aurait également lieu au large du Sénégal en été.

5. Identification du stock

La structure du stock de voilier paraît complexe dans la mesure où cette espèce semble avoir une distribution plus côtière que les makaires. Dans les rapports précédents du SCRS, les hypothèses de stock pour le voilier de l'Atlantique consistaient en deux stocks distincts Est et Ouest. Les participants aux Journées d'Etudes ont examiné rapidement les résultats en fonction de cette hypothèse.

Les données de marquage-récupération indiquent que la plupart des voiliers sont en général recapturés dans leur zone de marquage. Bien que certains individus aient réalisé de grandes migrations et qu'ils aient été recapturés dans les eaux océaniques, on ne dispose pas de preuve de déplacements transocéaniques ou transéquatoriaux. La distribution trimestrielle des captures de voilier (voir **Figure 3**) indique une distribution continue des deux côtés de l'Atlantique tropical. Toutefois, parmi ces captures, on trouve des makaires-bécunes et des marlins de Méditerranée dont l'orientation est plus océanique. C'est la raison pour laquelle ces données ne peuvent pas être utilisées pour comprendre la structure du stock.

Les voiliers fraient dans l'Atlantique Nord et Sud au cours des étés des deux hémisphères, mais on ne sait pas si les mêmes individus fraient dans les deux zones.

On a observé des différences entre la taille moyenne du voilier de l'Atlantique Ouest et celui de l'Atlantique Est (SCRS, 1992). La présence de taches dans la partie interradiatale de l'épine dorsale semble indiquer des différences entre les aires. Ces taches n'apparaissent pas sur les voiliers de l'Atlantique Nord-Ouest, mais on les trouve sur les voiliers des eaux brésiliennes, de l'Afrique de l'Ouest et de l'Océan Indien. En outre, le voilier de l'Atlantique Est semble plus grand, en moyenne, que celui de l'Atlantique Ouest (SCRS, 1992).

L'examen de l'ADN mitochondrial (SCRS/96/107) du voilier de l'Atlantique Ouest des Etats-Unis et du Brésil n'a révélé aucune hétérogénéité génétique, malgré de très fortes différences entre le voilier de l'Atlantique Nord et celui de l'Océan Pacifique. L'échantillonnage de l'Atlantique Est n'a pas encore été analysé.

Les participants aux Journées d'Etudes ont considéré que les données disponibles étaient cohérentes avec les hypothèses de stock Est/Ouest. En outre, aucune autre hypothèse raisonnable n'a pu être prouvée avec les données dont on dispose pour cette espèce. C'est la raison pour laquelle on a noté qu'une approche prudente était nécessaire dans la gestion de cette ressource, et que l'hypothèse de structure du stock utilisée actuellement semblait être le choix le plus logique pour le moment.

7. ANALYSES DE L'ÉVALUATION DU STOCK

(Rapporteur : G. Scott)

A) Séries composites de CPUE destinées aux modèles de production non équilibrés (ASPIC)

Les participants aux Journées d'Etudes ont élaboré des séries composites de CPUE de plusieurs flottilles pour les modèles de production. Les procédures appliquées pour l'élaboration de ces indices composites sont décrites ci-après.

1) CPUE composite des pêcheries palangrière et sportive de l'Atlantique Nord

En ce qui concerne les indices d'abondance des makaires bleus et blancs de l'Atlantique Nord, des indices de CPUE standardisés ont été élaborés pour les pêcheries palangrières des Etats-Unis, du Taïpei chinois et du Japon et pour les pêcheries sportives des Etats-Unis et du Venezuela. Afin d'élaborer une CPUE composite représentant toutes les pêcheries de l'Atlantique Nord, la CPUE annuelle standardisée estimée pour chaque pêcherie a d'abord été divisée par la CPUE moyenne globale de cette série pour la période commune à tous les indices. Ce calcul a permis d'obtenir une CPUE annuelle ajustée pour chaque pêcherie, à une échelle commune. Une estimation simple de la CPUE annuelle ajustée a été utilisée pour les années pour lesquelles on ne disposait que d'une seule estimation (c'est le cas du Japon entre 1960 et 1968). Lorsque les années coïncidaient, les moyennes des estimations des CPUE annuelles ajustées de l'ensemble des pêcheries ont été utilisées pour chaque année. Pour la période 1969-1986, on a calculé la moyenne des CPUE ajustées du Japon et du Taïpei chinois, celle des CPUE ajustées des pêcheries palangrières américaines, du Taïpei chinois et japonaises sur la période 1987-1994 et celles des CPUE des pêcheries américaines et japonaises de 1995. Ce calcul a permis d'obtenir une série temporelle simple pour la CPUE composite de la pêcherie palangrière de l'Atlantique Nord.

En ce qui concerne la série sportive, la série simple de la CPUE ajustée du Venezuela a été utilisée sur la période 1961-1972 ainsi que la moyenne des CPUE ajustées des indices sportifs américains et vénézuéliens sur la période 1973-1995. Ce calcul a permis d'obtenir une série temporelle simple de CPUE composite de la pêcherie sportive dans l'Atlantique Nord. Ces deux séries temporelles ont été utilisées dans les modèles destinés aux makaires bleus et blancs de l'Atlantique Nord. Les **Tableaux 2a-2c** et les **Figures 4a-4c** indiquent les valeurs composites et les éléments utilisés pour les élaborer.

2) CPUE composite de la pêcherie palangrière dans l'Atlantique Sud

Pour l'Atlantique Sud, la procédure d'élaboration des indices composites était la même que pour l'Atlantique Nord, à l'exception des séries utilisées. Les indices de CPUE des makaires bleus et blancs utilisés provenaient des pêcheries palangrières du Japon, du Taïpei chinois et du Brésil. Pour la CPUE globale de l'Atlantique Sud, une estimation simple de la CPUE annuelle a été utilisée pour les années pour lesquelles on ne disposait que d'une seule estimation (c'est le cas du Japon sur la période 1961-1967). Pour les années 1968-1970, on a calculé les moyennes des CPUE ajustées du Taïpei chinois et du Japon, celles des CPUE ajustées de la pêcherie palangrière japonaise, du Taïpei chinois et brésilienne sur la période 1971-1994 et celles des CPUE ajustées du Brésil et du Japon pour l'année 1995. Ce calcul a permis d'obtenir une série temporelle simple de CPUE composite de la pêcherie palangrière de l'Atlantique Sud. Les **Tableaux 3a-3c** et les **Figures 5a-5c** indiquent les valeurs composites et les valeurs utilisées dans les calculs.

B) Utilisation de la CPUE basée sur l'abondance dans les modèles de dynamique de la biomasse globale

Les participants aux Journées d'Etudes ont noté qu'en raison du nombre limité d'informations sur les tailles des poissons débarqués et sur les rejets, la plupart des données de CPUE des séries temporelles disponibles pour caractériser l'abondance étaient données en nombre de poissons capturés par unité d'effort, alors que les unités de capture étaient en tonnes métriques. Le modèle de production excédentaire utilisé dans l'analyse suppose que la CPUE et les informations sur les captures sont données dans les mêmes unités. Le non-respect de cette hypothèse peut altérer les résultats si la taille moyenne du poisson dans la prise varie sur la période analysée. Il s'agit là d'un point important dans la mesure où une variation de la taille moyenne de la capture est prévisible si la mortalité par pêche est amenée à se modifier à la suite d'une variation de la structure par âge de la population en réponse à un changement dans la survie. La conséquence de ce problème potentiel a été évaluée en appliquant le modèle de production excédentaire à des données simulées. Dans cette simulation, on a utilisé un modèle structuré par âge basé sur le processus vital de l'espadon et sur une tendance arbitraire de la mortalité par pêche entre 1960 et 1995. La prise dans la biomasse et les indices de CPUE en nombre et biomasse ont été générés pour toutes les années de la simulation. Aucune erreur n'a été ajoutée à ces calculs. La série temporelle obtenue a permis d'évaluer directement l'erreur pouvant provenir de l'ajustement du modèle de production excédentaire, en utilisant la CPUE en nombre plutôt que la biomasse, et de comparer les deux ajustements aux valeurs réelles connues à partir de la simulation (voir **Appendice 4. WT Simul.**).

Le modèle ajusté aux deux types d'indices CPUE était très bon ($R^2 > 0,95$). L'ajustement de la biomasse basée sur la CPUE était quasiment parfait ($R^2 = 0,998$). La moyenne des taux de mortalité par pêche estimés en utilisant les autres indices CPUE était presque identique, mais les deux moyennes étaient d'environ 25% inférieures à la valeur réelle obtenue à partir de la simulation. Ce résultat semble indiquer que la mortalité par pêche serait légèrement sous-estimée par le modèle de production excédentaire. On ne connaît pas la raison de ce problème mais on peut penser qu'il ne s'agit pas d'une caractéristique générique de la méthode utilisée.

L'estimation de la PME à partir de l'indice de CPUE en nombres a donné un résultat deux fois supérieur à la même estimation effectuée à partir de l'indice de CPUE basé sur la biomasse. L'estimation de la PME dérivée de la CPUE de la biomasse était de 10% de la valeur réelle. D'autres ajustements réalisés avec différents vecteurs de mortalité par pêche ont donné des résultats similaires, mais les différences entre les estimations de la PME avec les deux types de CPUE se sont accrues avec l'augmentation de l'amplitude entre les niveaux simulés de mortalité par pêche les plus bas et les plus élevés. De même, les variations dans les sélectivités, qui augmentaient la proportion de jeunes poissons dans la prise, augmentaient l'estimation de la PME lorsqu'on utilisait la CPUE en nombre. Cette sur-estimation de la PME est provoquée par le fait que les changements de la CPUE en nombre ne reflètent pas le changement dans la biomasse du stock provoqué par les changements de taille moyenne entraînés par les variations dans la survie à différents taux de mortalité par pêche. Par conséquent, les estimations de la PME dérivée du modèle de production excédentaire sont sans doute biaisés à la hausse, et les taux de pêche qui produisent les captures au niveau de la PME estimée sont sans doute supérieurs à la valeur réelle F_{PME} , et ces niveaux de capture ne peuvent sans doute pas être soutenus. C'est pourquoi les estimations de la PME et autres variables doivent être considérées avec prudence.

Dans les prochaines évaluations, on devra disposer d'une CPUE exprimée en biomasse ou s'assurer que les poids moyens n'ont pas varié sur la période évaluée. Sinon, on étudiera le comportement des variables estimées avec des méthodes de production excédentaire pour connaître leur résistance relative et leurs éventuels biais lorsqu'elles sont ajustées à des valeurs de CPUE données en nombre. Ces analyses devront tenir compte des effets des erreurs dans la prise et dans les estimations de la CPUE.

C) Modèles résiduels dans les ajustements du modèle ASPIC

Dans de nombreux ajustements du modèle ASPIC, les valeurs résiduelles semblent suivre un modèle périodique qui est peut-être le résultat des effets de la structure de l'âge qui ne peuvent pas être pris en compte par le modèle. Cette éventualité a été évaluée en utilisant les données d'une simulation structurée par âge des captures et de la CPUE de l'espadon (voir **Appendice 4 Simul.**). La structure par âge de la population au début de la simulation est équilibrée pour $M = 0,20$ et $F = 0,05$ pour des âges recrutés dans leur totalité ($> = 4$). La mortalité par pêche, dans la simulation, a augmenté d'environ 0,05 en 1960 à environ 0,65 au milieu des années soixante-dix, puis a diminué à environ 0,35 en 1995. La fonction stock-recrue utilisée dans la simulation était celle de Ricker avec une inclinaison de 15 au début. Aucune erreur n'a été ajoutée aux données de capture ou à la CPUE générées par la simulation.

La tendance temporelle résultant de la simulation dans le cas de la CPUE et de la capture était similaire aux données réelles sur les istiophoridés, et le modèle des valeurs résiduelles dérivées de l'application du modèle ASPIC à ces données indiquait le même modèle périodique que celui des ajustements relatifs au makaire bleu. Les données simulées de capture et de CPUE étant sans erreurs, les valeurs résiduelles présentaient des incohérences entre le modèle de production excédentaire non structuré par âge et la population réelle. Par conséquent, le modèle des valeurs résiduelles observé dans les ajustements ASPIC aux données du makaire bleu est sans doute le résultat de différences structurelles entre la population et le modèle de production excédentaire qui la représente. Cela n'indique pas que le modèle appliqué ne peut pas représenter les trajectoires réalisées de la biomasse et les trajectoires du taux de mortalité par pêche dans les stocks. En réalité, les modèles résiduels observés pourraient indiquer que le modèle capte correctement le signal dans les jeux de données examinés. Les passages de simulation avec les jeux de données structurées par âge (Prager *et al.*, 1996) suggèrent que la méthode appliquée peut tout à fait représenter les modèles corrects à partir des données structurées par âge, avec des informations ne comportant pas d'erreurs.

D) Ajustements du modèle de production non équilibré (ASPIC)

Des données de prise et d'effort cohérentes avec les hypothèses de stock Atlantique Nord et 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'Etudes n'ont pas disposé de suffisamment de temps pour effectuer une analyse détaillée de l'hypothèse d'un stock Atlantique Sud de makaire blanc ou de makaire bleu. C'est la raison pour laquelle on ne trouvera dans ce rapport aucun résultat de l'application du modèle de production pour l'hypothèse d'un stock de makaires du Sud. Toutefois, il est possible de tirer certaines conclusions au sujet de l'état du stock du Sud en comparant les évaluations des analyses des stocks Atlantique Nord et Atlantique entier qui sont présentées dans ce rapport. Les participants aux Journées d'Etude ont recommandé qu'une analyse supplémentaire des données de capture et de CPUE de l'Atlantique Sud soit réalisée prochainement. Les résultats des analyses effectuées au cours des Journées d'Etudes sont présentés dans les **Figures 6-9**. Pour les détails de ces résultats, on consultera l'**Appendice 4 - Résultats**.

Makaire bleu

Pour analyser l'hypothèse du stock de makaire bleu dans l'Atlantique entier, trois CPUE composites ont été utilisées dans la modélisation. Deux d'entre elles provenaient des pêcheries palangrières et la troisième, des pêcheries sportives. Les données disponibles au cours des Journées d'Etudes ont permis d'élaborer un indice composite de la palangre du Sud et de la palangre du Nord, ainsi qu'un indice composite de la pêcherie à la canne-moulinet de makaire bleu. Pour la modélisation, l'indice de la palangre du Nord, qui comprenait des informations sur la CPUE palangrière des Etats-Unis, du Taïpei chinois et du Japon, a été associé à l'ensemble des captures de l'Atlantique Nord, à l'exception de celles qui provenaient des pêcheries sportives à la canne-moulinet. Ces prises ont été associées à l'indice composite canne-moulinet élaboré à partir des séries CPUE du Venezuela et des Etats-Unis (voir le paragraphe consacré à la CPUE, ci-dessus). L'indice composite de la palangre du Sud a été élaboré à partir des données CPUE des flottilles palangrières japonaises, du Taïpai chinois et brésiliennes actives dans l'Atlantique Sud. Cet indice a été associé aux prises effectuées dans l'Atlantique Sud. Les prises de makaire bleu de l'Atlantique entier entre 1960 et 1995 ont été utilisées dans la procédure d'estimation. Afin d'éviter les effets potentiels des points statistiques hors tendance sur les résultats des modèles de production, une double compensation de base d'environ 5% a été appliquée à la distribution résiduelle résultant de l'ajustement initial du modèle aux données de capture et de CPUE. Les observations annuelles comportant des valeurs résiduelles *studentized* (calculées à partir de chaque série individuelle) supérieures à $\pm 1,96$ ont été exclues du dernier passage du modèle : c'est-à-dire que les observations de 1969 (indice palangrier du Nord), de 1966 (indice canne-moulinet) et de 1990 (indice palangrier de l'Atlantique Sud) ont été exclues. Tous les paramètres du modèle (3 capturabilités (q), taux intrinsèque d'augmentation (r), rendement maximum

soutenu (PME) et niveau de biomasse en 1960 exprimé par rapport à la biomasse pouvant produire le rendement maximum soutenu (B1R)) ont été estimés.

Quant à l'hypothèse du stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord, il a fait l'objet d'une procédure similaire à celle qui avait été employée pour l'Atlantique entier, sauf que seules les séries composites de CPUE (palangre et canne-moulinet de l'Atlantique Nord) et les prises réalisées dans l'Atlantique Nord ont été utilisées. Dans ce cas, les prises à partir de 1956 ont été utilisées et le niveau initial relatif de la biomasse (B1R) a été fixé à 2,0 (au niveau prévu d'équilibre pour un stock non exploité, dans le cadre du modèle appliqué de la dynamique de la population). On a considéré que cette hypothèse était appropriée dans le cas du makaire bleu de l'Atlantique Nord en l'absence de pêcheries importantes connues pour cette espèce dans l'Atlantique Nord avant le milieu des années cinquante. La procédure de compensation décrite ci-dessus a entraîné l'exclusion du passage final du modèle, des observations de 1964, 1969 et 1979 des indices palangriers composites et de l'observation de 1966 de l'indice composite canne-moulinet. Le **Tableau 4** donne les estimations de quantités dérivées des analyses du makaire bleu, qui présentent un certain intérêt.

Makaire blanc

Pour l'hypothèse du stock de makaires blancs de l'Atlantique entier, la procédure suivie était similaire à celle qui a été employée dans le cas du makaire bleu. Cependant, l'indice composite canne-moulinet n'a pas été utilisé dans l'analyse de l'Atlantique entier car les prises à la canne-moulinet représentent une proportion très faible du total (de l'ordre de 5%). Il a été difficile d'adapter le modèle appliqué au modèle du taux de capture observé au début de la série temporelle - qui indiquait une forte augmentation dans la période initiale - sauf lorsque l'on donnait à la biomasse initiale un niveau très bas. Cette condition n'a pas été jugée biologiquement réaliste et les modèles de taux de capture, bien que basés sur des observations très limitées, suggéraient que les taux de capture antérieurs à 1960 étaient plus élevés qu'au début des années soixante. Les participants aux Journées d'Etudes ont décidé de limiter les séries temporelles de CPUE destinées à l'analyse, à la période 1965-1995. Toutefois, on a recommandé la réalisation de recherches supplémentaires, notamment : (a) la poursuite de l'élaboration de modèles qui s'adaptent plus facilement à ce type de dynamiques de taux de capture ; (b) les bases biologiques de ces modèles ; (c) davantage de modèles de taux de captures historiques afin de déterminer si ces modèles restent valables au fur et à mesure de l'acquisition d'informations. Deux autres observations de CPUE dans l'indice composite palangrier de l'Atlantique Nord (1966 et 1967), qui comportaient un très grand nombre de valeurs résiduelles dans l'ajustement initial de ces données, ont été éliminées de l'ajustement final du modèle.

Pour l'analyse du makaire blanc de l'Atlantique Nord, un indice composite de la palangre du Nord et un indice composite canne-moulinet ont été utilisés. A l'instar du makaire bleu, l'indice composite canne-moulinet a été associé aux captures de makaires blancs à la canne-moulinet dans la zone du stock Nord et l'indice composite palangrier a été associé aux captures restantes dans la zone du stock Nord. La prise en compte d'éventuels points hors tendance conformément aux critères exposés ci-dessus, a conduit à l'élimination des observations CPUE des indices composites palangriers des périodes 1960-1961, 1966, 1977 et 1979. Les observations CPUE canne-moulinet de 1963, 1969, 1971 et 1980 ont également été exclues. Le **Tableau 4** donne une estimation des quantités dérivées des analyses décrites au sujet du makaire blanc présentant un certain intérêt.

E) Résultats

Les analyses du modèle de production non équilibré ont permis d'estimer les points de référence suivants : le rendement maximum soutenu (PME), le taux de mortalité par pêche par rapport à la PME (F_{PME}), les trajectoires de la biomasse, les trajectoires des taux de mortalité par pêche et les trajectoires des quantités par rapport aux valeurs des points de référence de la biomasse susceptibles de produire la PME et le taux de mortalité par pêche par rapport à la PME. Pour l'ensemble des points de référence, des intervalles de 80%, dont les biais ont été corrigés, ont été élaborés à partir des passages itératifs. Mille (1000) passages itératifs ont été réalisés dans le cadre des analyses du stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord et des stocks de makaires blancs de l'Atlantique Nord et de l'Atlantique entier. Deux mille (2000) passages ont été réalisés dans le cadre de l'analyse du makaire bleu de l'Atlantique entier. Lorsque les passages itératifs produisaient des combinaisons de paramètres dépassant les limites fixées - en raison des distributions bimodales des estimations du paramètre du modèle (taux intrinsèque d'augmentation (r), PME, ratio de biomasse à la première année, B1R) - ces passages ont été exclus des calculs suivants. Dans le cas du stock de makaire bleu de l'Atlantique entier, les contraintes étaient : $2,0 > r > .1$; $PME > 15,000$ et $B1R < 2$. Cette procédure a conduit à l'exclusion de 577 passages de l'itération d'origine et les 1423 passages restants ont été utilisés pour l'analyse du makaire bleu de l'Atlantique entier.

Makaire bleu

La PME du makaire bleu (dans l'hypothèse où l'Atlantique entier ne comprend qu'un seul stock) a été estimée à 4461 TM avec un intervalle de confiance de 80 %, dont les biais ont été corrigés, de 4096-4787 TM (**Tableau 2**). La biomasse au début de l'année 1996 était de 24 % de celle que produirait la PME avec un intervalle de confiance de 80 % (biais corrigés) de 12-41 %. La mortalité par pêche en 1995 était d'environ trois fois la valeur F_{PME} (**Tableau 4**).

La trajectoire de la biomasse de makaire bleu de l'Atlantique entier a commencé à diminuer en 1989 après une augmentation constante jusqu'à la fin des années quatre-vingt (**Figure 6a**). Les taux de mortalité par pêche ont varié dans les années quatre-vingt et ont eu tendance à diminuer (**Figure 6b**). Toutefois, les taux de mortalité par pêche semblent avoir augmenté au cours des dernières années. L'impact le plus important sur le stock de makaire bleu de l'Atlantique entier semble avoir eu lieu au début des années soixante lorsque la biomasse était probablement inférieure au niveau de la PME. Il semble que la trajectoire de rétablissement du stock des années quatre-vingt ait été inversée.

Le stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord (dans l'hypothèse d'un stock Nord Atlantique indépendant) indique des tendances similaires à celles du stock de makaire bleu de l'Atlantique entier, avec toutefois quelques différences importantes. La PME du stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord a été estimée à 1963 TM avec un intervalle de confiance de 80 % de 1742-2133 TM (**Tableau 4**). La biomasse du stock au début de l'année 1996 a été estimée à 61 % de celle qui produirait la PME avec un intervalle de confiance de 80 % de 46-78 %. La mortalité par pêche était légèrement supérieure à F_{PME} en 1995 (**Tableau 4**).

A l'instar de l'hypothèse du stock de makaire bleu de l'Atlantique entier, en règle générale, le plus gros impact sur le stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord a eu lieu au début des années soixante, lorsque la biomasse était sans doute inférieure au niveau de la PME. La trajectoire de la biomasse du stock de makaire bleu de l'Atlantique Nord varie au début des années quatre-vingt, puis augmente à la fin de cette décennie (**Figure 7a**). Les taux de mortalité par pêche varient également dans les années quatre-vingt mais ils sont généralement supérieurs à F_{PME} (**Figure 7b**). Les taux de mortalité par pêche semblent avoir diminué au cours des dernières années et la biomasse semble s'approcher des niveaux de la PME (**Figures 7a et 7b**).

Makaire blanc

La PME du makaire blanc (dans l'hypothèse d'un seul stock Atlantique entier) a été estimée à 2177 TM avec un intervalle de confiance (biais corrigé) de 80 % de 2102-2228 TM (**Tableau 4**). La biomasse au début de l'année 1996 a été estimée à 23 % de celle que produirait la PME avec un intervalle de confiance de 80 % de 13-38 %. La mortalité par pêche en 1995 était d'environ 2 fois la valeur F_{PME} ($F_{95}/F_{PME} = 1,96$) (**Tableau 4**).

La trajectoire de la biomasse de makaire blanc de l'Atlantique entier a commencé à diminuer à la fin des années quatre-vingt après une augmentation constante depuis le début de cette décennie (**Figure 8a**). Les taux de mortalité par pêche ont varié dans les années quatre-vingt avec une tendance à la hausse (**Figure 8b**). A l'instar du makaire bleu, l'impact le plus important sur le stock de makaire blanc de l'Atlantique entier semble avoir eu lieu au début des années soixante lorsque la biomasse était probablement inférieure au niveau de la PME. Il semble que le rétablissement du stock commencé au début des années quatre-vingt se soit inversé à la fin de la même décennie.

Le stock de makaire blanc de l'Atlantique Nord est en baisse quasiment constante sur l'ensemble de la série temporelle (**Figure 9a**), atteignant un niveau inférieur à la biomasse par rapport à la PME au début des années soixante-dix. Les taux de mortalité par pêche ont varié dans les années quatre-vingt à des niveaux supérieurs à F_{PME} (**Figure 9b**). Au cours des dernières années, les taux de mortalité par pêche semblent supérieurs à ceux de la fin des années quatre-vingt (**Figure 9b**).

La PME du makaire blanc de l'Atlantique Nord a été estimée à 536 TM avec un intervalle de confiance (biais corrigés) de 80 % de 85-771 TM (**Tableau 4**). La biomasse au début de l'année 1996 était de 32 % de celle que pourrait produire la PME avec un intervalle de confiance de 80 % de 24-41 %. La mortalité par pêche en 1995 était d'environ 2,37 fois la valeur F_{PME} (**Tableau 2**).

8. RECOMMANDATIONS

(Rapporteur : E. Prince)

Le Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les istiophoridés a été adopté lors de la Réunion de la Commission de 1985. Il a été mis en place en 1987, avec l'aide de fonds privés. Lors des réunions du SCRS, des plans annuels de recherche sont élaborés pour l'année d'échantillonnage suivante. Certains pays, notamment le Japon et les Etats-Unis, ont effectué un travail considérable, sans recevoir de fonds supplémentaires.

Les participants aux Journées d'Etudes ont rappelé les aspects particuliers des pêcheries d'istiophoridés et les caractéristiques biologiques des istiophoridés de l'Atlantique qui permettent de distinguer ce groupe d'espèce d'autres espèces plus traditionnelles (le thon rouge et l'espadon par exemple) placées sous le mandat de l'ICCAT. Les fonds supplémentaires mis à la disposition de l'ICCAT pour ses activités relatives aux istiophoridés ont été consacrés à l'étude de ces aspects particuliers, afin d'améliorer la collecte d'informations et d'élaborer des bases de données sur les istiophoridés en vue des évaluations de stock.

Les participants aux Journées d'Etudes ont examiné les progrès réalisés à ce jour et ont rappelé l'importance de la poursuite du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les istiophoridés. Il a été noté que de nombreux pays disposant de pêcheries d'istiophoridés n'étaient pas membres de l'ICCAT, et que ces pays avaient besoin de financements supplémentaires pour travailler sur ces espèces. C'est également le cas des pays membres de l'ICCAT pour lesquels les istiophoridés ne sont qu'une prise accessoire et ne représentent qu'une toute petite partie de la pêche. Des fonds supplémentaires permettent donc la réalisation de recherches additionnelles sur les istiophoridés, au-delà des efforts de recherches sur les grands pélagiques. Néanmoins, les participants aux Journées d'Etudes ont insisté sur le fait que tous les pays membres de l'ICCAT devaient s'efforcer de transmettre les statistiques détaillées exigées pour l'ensemble des espèces placées sous le mandat de l'ICCAT, y compris pour les istiophoridés, même lorsqu'ils sont pêchés accessoirement et qu'ils ne sont pas débarqués.

Les participants aux Journées d'Etudes ont à nouveau examiné la "Résolution de l'ICCAT pour l'intensification des programmes de recherche sur les istiophoridés" (Annexe 4-12 aux *Comptes-Rendus de la Quatorzième Réunion ordinaire de la Commission*) et ont conclu que des progrès significatifs avaient été réalisés dans le cadre des paragraphes 1, 2, 4 et 5. Toutefois, les participants aux Journées d'Etudes ont recommandé que le SCRS de 1996 examine attentivement le paragraphe 3 relatif au programme quinquennal de recherche, dans le cadre duquel les Parties Contractantes doivent encourager la remise à l'eau volontaire par leurs pêcheurs sportifs et commerciaux, des makaires bleus et blancs, des voiliers, des makaires-bécunes et des marlins de Méditerranée qui sont capturés dans la Zone de la Convention et, lorsque cela est possible, que les istiophoridés relâchés dans le cadre de ce Programme soient marqués. En outre, les participants ont considéré qu'un tel programme ne pouvait être mis en place qu'avec l'allocation par la Commission de financements destinés au Programme sur les istiophoridés. Ce point est particulièrement important dans la mesure où depuis sa création, ce programme n'a été financé que par des fonds privés. Le fait de ne pouvoir compter que sur ce type de financement limite fortement la planification à long terme (au-delà de cinq ans) car la mise à disposition de fonds privés devient incertaine et aléatoire sur de longues périodes.

Les participants aux Journées d'Etudes ont adopté les recommandations spécifiques suivantes :

1. A l'instar de ce qui a été indiqué dans le Rapport ci-joint de la Réunion Préparatoire des Données (**Appendice 5**), on recommande vivement que les prises d'istiophoridés soient estimées et que des échantillonnages supplémentaires soient réalisés dans les pêcheries d'espadon et dans les pêcheries de senneurs tropicaux de l'Union Européenne (en particulier dans le cas de l'Espagne et de la France). En outre, les récents changements opérationnels dans les pêcheries palangrières de l'Atlantique Sud, en particulier celles de l'Uruguay et du Brésil, ainsi que les pêcheries palangrières qui se sont développées récemment dans la zone des Antilles, devront être suivis de près.
2. Des efforts accrus devront être réalisés pour déclarer et estimer les prises sportives d'istiophoridés et les indices de CPUE, et pour estimer le nombre total d'istiophoridés remis à l'eau et marqués, par espèce, dans les pêcheries sportives de l'Atlantique. Par ailleurs, ce type d'estimation devrait être réalisé pour l'ensemble des engins, y compris dans le cadre des pêcheries palangrières.
3. Les participants aux Journées d'Etudes ont noté l'augmentation du nombre des échantillonnages de fréquence-taille obtenus depuis la mise en place du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les istiophoridés en 1987 et a fait remarquer que l'ensemble de ces jeux de données atteindrait bientôt le niveau auquel les techniques d'évaluation basées sur la taille pourraient être utilisées. La poursuite de la collecte de ces échantillonnages a été encouragée. Il est indispensable d'obtenir des échantillonnages des pêcheries qui ne sont pas actuellement couvertes et que ces données soient transmises régulièrement au Secrétariat.

4. Le nombre croissant d'activités de marquage ces dernières années est encourageant. Bien que les récupérations de marques aient permis d'élaborer des hypothèses sur la structure du stock, davantage d'informations sont nécessaires. Un marquage continu doit être réalisé dans l'ensemble des zones.
5. Des efforts continus et accrus devront être réalisés pour encourager la déclaration des récupérations de marques et la collecte des informations biologiques correspondantes. Les récupérations de marques représentant un très petit pourcentage des marquages réalisés, des efforts de recherche devront porter sur le rapport entre la récupération des marques et les conditions de marquage.
6. Des études visant à estimer la survie après marquage des istiophoridés capturés par les bateaux commerciaux et sportifs, sont indispensables pour la gestion de ce groupe d'espèces. Ces études devraient commencer le plus rapidement possible. Des recherches devront également porter sur la possibilité de maximiser la survie des istiophoridés marqués. Par exemple, des recherches sont actuellement en cours pour comparer les dommages provoqués par les hameçons circulaires et les hameçons droits sur les thons rouges de l'Atlantique. Ces études pourraient éventuellement s'appliquer aux istiophoridés.
7. Les activités de marquage des istiophoridés, en particulier ceux qui sont encore vivants au moment où ils sont amenés le long des bateaux, devront être accélérées. Le Groupe de Travail a fortement recommandé que la Résolution adoptée par la Commission en 1995 au sujet des istiophoridés, soit mise en place. A ce sujet, les pratiques de pêche qui entravent la remise à l'eau des istiophoridés vivants (et des autres espèces) - comme l'emploi des avançons en acier sur l'empile des hameçons - devront être évitées.
8. Les données biologiques de base dont on dispose sur les istiophoridés sont limitées. Il est nécessaire de poursuivre les études sur la croissance, la taille, la maturité, la fécondité, les saisons et les zones de frai.
9. Des recherches devront porter sur la façon dont les CPUE en nombre, utilisées à la place des CPUE en poids, affectent les résultats des évaluations.
10. Les participants aux Journées d'Etudes ont demandé que les scientifiques ghanéens valident les révisions de leurs captures de voiliers (1974-1976, voir **Appendice 5**) et qu'ils présentent officiellement ces nouvelles données, en les justifiant, au Secrétariat. Les estimations des captures réalisées avant 1974 devront également être transmises.
11. Le Secrétariat devra contacter l'IATTC pour obtenir des données sur les prises accessoires d'istiophoridés par les senneurs qui pêchent régulièrement dans l'Océan Pacifique et occasionnellement dans l'Océan Atlantique (Antilles) et qui ne déclarent pas à l'ICCAT les captures qu'ils effectuent dans l'Atlantique.
12. Les résultats des itérations devront être évalués avec 2000 passages itératifs dans les évaluations de stock.
13. Les taux de capture observés scientifiquement devront être davantage pris en compte dans la standardisation de la CPUE.
14. Des méthodes devront être élaborées pour tenir compte plus facilement de la dynamique des taux de capture d'istiophoridés observés au début des séries temporelles. Des recherches sur le fondement biologique de cette dynamique sont également nécessaires. D'autre part, le modèle du taux de capture historique devra être vérifié, lorsque cela sera possible.

Les participants aux Journées d'Etudes ont conclu que le Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les istiophoridés avait permis d'élaborer une base qui servira à évaluer régulièrement les stocks d'istiophoridés. Néanmoins, les participants ont rappelé que dans certaines zones, le Programme doit être intensifié, en particulier pour collecter des données supplémentaires, ce qui permettrait d'affiner les évaluations de stock, et faciliterait la formulation d'avis scientifiques plus utiles à la Commission. Par ailleurs, on a reconnu que pour que le SCRS puisse évaluer les stocks d'istiophoridés aussi régulièrement que les stocks d'autres espèces, le suivi actuel devait continuer. Les participants aux Journées d'Etudes ont encouragé la poursuite de l'élaboration de plans annuels de travail dans le cadre du Programme ICCAT de Recherche Intensive sur les istiophoridés.

9. ADOPTION DU RAPPORT ET CLÔTURE DE LA RÉUNION

Le rapport a été examiné en détail et adopté par les participants aux Journées d'Etudes. Certaines modifications, introduites après la réunion, ont été approuvées par courrier. Le Rapport, intitulé COM-SCRS/96/19, a été présenté au SCRS de 1996 pour examen.

Le Président a remercié l'ensemble des participants pour leur collaboration et leur travail. Il a également remercié le personnel du *Southeast Fisheries Science Center* pour l'excellent soutien technique qu'il a apporté au groupe, en particulier dans le travail difficile d'évaluation du stock.

Les participants aux Journées d'Etudes ont remercié la *Billfish Foundation* (TBF) pour son soutien financier. Les participants ont félicité unanimement le Président pour sa direction efficace des Journées d'Etudes.

Les séances des Troisièmes Journées d'Etudes sur les istiophoridés ont été levées.

OUVRAGES CITES

de SYLVA, D. P., and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Fish. Bull.*, U.S. 60(3): 668-697.

HILL, K.T., C.M. Cailliet, and R. L. Radtke. 1989. A comparative analysis of growth zones in four calcified structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. *Fish. Bull.*, U.S. 87(4): 829-843.

PRAGER, M. H., C. P. Goodyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing gear selectivity. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, 125: 729-740.

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.*, U.S. 89: 441-459.

PRINCE, E. D., D. W. Lee, C. A. Wilson, and J. M. Dean. 1986. Longevity and age validation of a tag-recaptured Atlantic sailfish, *Istiophorus platypterus*, using dorsal spines and otoliths. *Fish. Bull.*, U.S. 84(3): 493-502.

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. Exp. Mar. Biol. Ecol.*, 151: 209-225.

INFORME DE LAS TERCERAS JORNADAS DE TRABAJO ICCAT SOBRE MARLINES

(Miami, Florida, EE.UU., 11-20 de julio de 1996)

1. APERTURA DE LA REUNIÓN

Las Terceras Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines se celebraron en el Southeast Fishery Science Center, National Marine Fisheries Service, Miami, Florida, EE.UU., de 15 al 20 de julio de 1996, precedidas de una Sesión Preparatoria de Datos, que se celebró del 11 al 13 de julio en el mismo lugar, ambas en respuesta a una invitación del Gobierno de Estados Unidos. El Dr. Joseph Powers, Director de National Marine Fisheries Service's Miami Laboratory, dio la bienvenida a los participantes. El Dr. Eric Prince, Coordinador para el Atlántico Oeste del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines, también dio la bienvenida a los participantes.

El Dr. Prince examinó brevemente los progresos de la Sesión Preparatoria de Datos de la reunión celebrada con anterioridad. Observó que el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines había sido posible gracias a los recursos financieros procedentes de fuentes privadas.

El Dr. Prince observó también que en 1995 la Comisión adoptó una Resolución (véase el Anexo 4-12 de las Actas de la Decimocuarta Reunión Ordinaria de la Comisión, Madrid, noviembre de 1995) respecto al programa de investigación sobre marlines, y que, en parte, las Terceras Jornadas sobre Marlines se habían celebrado en respuesta a esa Resolución. Indicó también que las Jornadas se habían nutrido de fondos especiales aportados por la Billfish Foundation.

2. ADOPCIÓN DEL ORDEN DEL DÍA

Se presentó el Orden del día Provisional, que fue adoptado (adjunto en **Apéndice 1**).

3. NOMBRAMIENTO DE PRESIDENTE Y ORGANIZACIÓN DE LA REUNIÓN

El Dr. E. D. Prince fue nombrado por unanimidad Presidente de las Jornadas de Trabajo. Se acordó asignar varios relatores a cada Punto del Orden del día. Todos los participantes hicieron su propia presentación. La Lista de Participantes se adjunta en **Apéndice 2**.

4. EXAMEN DEL SCRS 1995

En las Jornadas de Trabajo se examinó el Informe Detallado SCRS 1995 sobre Marlines, y los Informes Ejecutivos Resumidos SCRS sobre aguja azul, aguja blanca y pez vela. La Secretaría presentó también nuevas figuras cartográficas que ilustraban los resúmenes históricos anuales de capturas comunicadas para cada especie de marlin (1950-1994). En las Jornadas se recomendó utilizar estos resúmenes cartográficos en sustitución de las figuras de los informes Ejecutivos Resumidos que ilustran la distribución de cada especie en el total del Atlántico.

5. EXAMEN DE LA BASE DE DATOS

Los autores de varios documentos hicieron un breve resumen oral de cada documento presentado a las Jornadas, seguido de su correspondiente discusión. La Lista de Documentos se adjunta en **Apéndice 3** a este Informe. Los documentos se examinaron posteriormente bajo el pertinente Punto del Orden del día.

El Dr. Prince anunció que The Billfish Foundation había asegurado la financiación exterior para publicar el Informe de las Jornadas de Trabajo en cubiertas duras. Se discutió el tema de si los participantes deseaban que se efectuase una lectura minuciosa de los documentos. En las Jornadas se acordó que esta opción sería deseable, aunque representaría un mayor volumen de trabajo. El Dr. Prince y el Dr. Mark Farber acordaron ser los coeditores, y ocuparse del examen de los documentos de trabajo utilizando fuentes internas y externas a las Jornadas. El Presidente de las mismas informó a los participantes que intentaba facilitar a cada autor, poco después de las Jornadas, las pautas generales para mejorar la calidad de los documentos. Se solicitó que el SCRS publicara estos documentos científicos revisados, junto con el Informe de las Jornadas, en un volumen de la serie "Colección de Documentos Científicos", en un formato cuidado, como el que se adoptó para el Simposio ICCAT sobre Túnidos, recientemente concluido en Azores. La Secretaría solicitó a los autores que presentaran el texto y las tablas en ficheros informáticos, y las figuras en ficheros de ordenador o en diseño original, si el SCRS acordaba disponer de una impresión de calidad. Durante

las Jornadas también se decidió que aquellos documentos que se juzgase no eran adecuados para el informe, minuciosamente examinado, o aquellos autores que no desearan que su documento pasase tal examen minucioso, tendrían opción a incluirlos en la publicación regular de documentos de trabajo del SCRS.

A) Examen de la Sesión Preparatoria de Datos

Se presentó el borrador del Informe de la Sesión Preparatoria de Datos, que fue examinado y adoptado por las Jornadas (adjunto en **Apéndice 5**). Durante éstas, al revisar numerosas bases de datos de la Tarea I, se observó un progreso significativo, particularmente en cuanto a las pesquerías de palangre de Corea y Taipei chino. El Secretario Ejecutivo Adjunto de ICCAT observó que esta era la primera vez que científicos directamente implicados en la mayoría de las flotas de palangre de alta mar (Japón, Corea, Taipei chino y Brasil) se habían reunido juntos para examinar los datos de desembarques de marlines. Además, se efectuaron revisiones a los descartes y desembarques históricos de aguja azul y aguja blanca de Estados Unidos para 1979-1994, desembarques de la pesquería deportiva de pez vela para 1994, y desembarques de la pesca artesanal de Ghana y Senegal (véase el **Apéndice 5**). También se efectuó el desglose por zonas este y oeste de los datos históricos de los desembarques de pez vela de otras flotas de palangre. Las nuevas series de datos de Estados Unidos (**Tabla 1**) se utilizaron para efectuar las evaluaciones de stock, pero aún no han sido incorporadas a las tablas de captura adjuntas al **Apéndice 5**. Todos los demás cambios ya estaban incorporados en la tabla de captura adjunta al **Apéndice 5**. Se solicitó a los científicos norteamericanos que validasen estos nuevos datos y los presentasen oficialmente en el futuro próximo. Las Jornadas concluyeron que, debido a que se habían tratado numerosos problemas antiguos de la Tarea I, y que muchos habían sido resueltos, esta situación se traducía en importantes mejoras en la base de datos de la Tarea I.

B) Datos de captura y esfuerzo de la Tarea II

(Relator: Y. Uozumi)

Durante las Jornadas se examinaron con espíritu crítico las bases de datos de ICCAT de captura y esfuerzo anual nominal y por estratos espacio-temporales reducidos, datos de talla (Tarea II), y CPUE estandarizada. Se presentó un total de ocho documentos que describían las tendencias de la CPUE de marlines y peces vela.

En el SCRS/96/91 se presentó la CPUE nominal de aguja azul de los concursos de pesca anuales celebrados en Bermudas para marlines desde 1988 a 1995, que mostraron que la CPUE declinó en 1988-89 y ha permanecido relativamente estable durante el período 1990-1995.

Las CPUE de aguja azul y aguja blanca capturadas por la pesquería de palangre de Japón desde 1960 a 1995 se estandarizaron bajo la hipótesis de un stock total y stocks en el Atlántico norte/sur (SCRS/96/93-94). La CPUE de ambas especies descendió rápidamente a mediados de los años 60, y esta tendencia descendente devino más gradual, o las tendencias de la CPUE se estabilizaron durante el período más reciente.

También se estandarizaron las CPUE de marlines y peces vela (incluyendo *Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone*) capturados por la pesquería de palangre de Taipei chino desde 1967 a 1994 (SCRS/96/100). Durante las Jornadas, se estandarizaron nuevamente las CPUE de aguja azul y blanca, utilizando subáreas más finas para minimizar el efecto de las operaciones dirigidas al pez espada frente a Brasil durante 1990-1992. Las Jornadas observaron que las revisiones presentadas en el SCRS/96/100 se traducían en desembarques altamente revisados para aguja azul y blanca para los años 1990-1992. La CPUE de aguja azul descendió bruscamente a finales de los años 60 y se estabilizó en los años 80, incrementándose en los años 90. La CPUE de aguja blanca descendió hasta mediados de los años 70 y se convirtió en relativamente estable, aunque las CPUE han fluctuado a lo largo del período observado, especialmente en el Atlántico norte. La CPUE en número se convirtió a peso utilizando el peso medio, pero las comparaciones entre número y peso de las series de CPUE mostraron que no había diferencias significativas entre ellos.

Las CPUE de las varias flotas de Brasil se resumieron en el SCRS/96/101. La información disponible de las hojas de desembarques comerciales y de la base de datos de la Tarea II se utilizaron para estimar una serie estandarizada para los períodos 1971-89 y 1992-95. Aún no se dispone de los cuadernos de registro informatizados de los capitanes de los barcos que participan en la pesquería, pero se espera tenerlos pronto. La información obtenida del análisis de las hojas de desembarques comerciales se combinaron con los datos resumidos mensuales de Brasil utilizados en las Jornadas sobre Marlines en 1992. Se obtuvo reduciendo a escala, a su valor medio, a cada serie para el período de solapamiento, y promediando los datos del período solapado. Los resultados de la estandarización y el esquema resultante de los datos de Brasil se muestran en el **Apéndice 4-Brasil**.

Las CPUE de la pesquería de palangre de Estados Unidos para marlines y pez vela que se basan en los informes de los cuadernos de pesca obligatorios se estandarizaron desde 1987 a 1995 (SCRS/96/110). La CPUE de

ambos marlines mostró una tendencia ligeramente descendente. Sin embargo, las CPUE de pez vela se incrementaron hasta 1993, descendiendo después. En la reunión de las Jornadas se examinaron datos de los programas de observadores de Estados Unidos a bordo de la flota de Japón que faenaba en la Fishery Conservation Zone (FCZ) de Estados Unidos (1978-1987), de las campañas de investigación científica y de los observadores estadounidenses embarcados en palangreros de su país (1992-1995). El análisis se centró en la aguja azul. La mayor relación entre los recientes datos de observador a bordo de barcos estadounidenses y los observadores en la flota de Japón que faena en la zona de Estados Unidos se obtuvo a partir de observaciones relativamente escasas en el Golfo de México y frente al nordeste de Estados Unidos. Los esquemas de tasas de captura estandarizada resultantes son similares a los que se estimaron a partir de los datos de cuadernos de pesca de Estados Unidos para el período 1987-1995 (SCRS/96/110), si bien las estimaciones resultantes de la CPUE estandarizada son más variables dependiendo, en cierto grado, de un número inferior de operaciones de pesca observadas por personal científico. Aunque el empleo preliminar - y no utilizado en la actual evaluación - de datos de observadores para estandarizar series de CPUE, facilitará una base muy mejorada para las evaluaciones de los stocks ICCAT de marlines (así como a la mayor parte de otros). Los resultados de este trabajo llevado a cabo durante las Jornadas sobre este tema se incluyen en el **Apéndice 4-Observadores**.

Las CPUE estandarizadas de agujas azul y blanca de la pesquería deportiva de Estados Unidos también se actualizaron desde 1973 a 1995 (SCRS/96/103). Las CPUE de aguja azul continuaron incrementándose desde 1973, con algunas fluctuaciones de menor importancia, y los incrementos mayores tuvieron lugar durante los dos años últimos de la serie temporal. Las CPUE de aguja blanca mostraron una tendencia decreciente. Asimismo, se han vuelto a establecer en zonas con alta CPUE algunos concursos históricos de pesca de marlines celebrados en zonas con escasa CPUE. La pesquería deportiva ha tendido a perseguir aguja azul de mayor tamaño (es decir, empleando cebo de mayor tamaño, al curricán, a mayor velocidad), posiblemente a expensas de la aguja blanca. Estas tendencias pueden afectar positivamente a la CPUE de aguja azul y negativamente a la de aguja blanca.

Se analizan las tendencias de la CPUE de aguja azul, aguja blanca y pez vela en la pesquería deportiva de Venezuela frente a Playa Grande Yachting Club desde 1961 a 1995 (SCRS/96/109). Se expresó la CPUE en número de peces por esfuerzo efectivo, que se estandariza excluyendo el tiempo de lucha. La CPUE de aguja azul descendió bruscamente en la década de los 60 y se estabilizó a niveles inferiores en los años más recientes, incrementándose después en 1994-95. La CPUE de aguja blanca continuó descendiendo durante el período que se observa, si bien se produjeron algunas grandes fluctuaciones.

6. DATOS BIOLÓGICOS, INCLUYENDO FICHEROS DE MARCADO/RECAPTURA DE MARCAS

(Relator: J.E. Graves)

A) Aguja Azul

1. Esquemas de Movimiento

Los resultados de los estudios de marcado llevados a cabo principalmente en el Atlántico noroeste (SCRS/96/96 y SCRS/96/103) indican que la mayoría de las 160 agujas azules marcadas/recapturadas se recuperaron en la zona general de su liberación, incluso después de varios años en libertad. Resultan evidentes los importantes esquemas estacionales de movimiento de individuos entre Estados Unidos y Venezuela. Algunos individuos han efectuado amplios movimientos, incluyendo una migración interoceánica (Atlántico a Indico), varios movimientos transequatoriales (norte a sur), y migraciones trasatlánticas de seis peces, que se desplazaban todos de oeste a este.

2. Edad y crecimiento

Basándose en análisis de recuento diario de anillos de otolitos (Prince *et al.*, 1991), inicialmente la aguja azul crece muy deprisa, alcanzando 24 cm LJFL en unos 40 días y unos 190 LJFL en 500 días. El examen del peso sagital, peso del cuerpo y características talla/edad indican que las diferencias de talla relacionadas con el sexo se refieren al crecimiento diferencial entre sexos y no a la mortalidad diferencial (Wilson *et al.*, 1991). Se estima que la aguja azul alcanza edades de por lo menos 20-30 años o más (Hill *et al.*, 1989), basándose en análisis de espinas dorsales, si bien para estas especies no se ha validado la técnica de determinación de la edad por espinas. La estimación de la longevidad también se apoya en el máximo tiempo en libertad registrado para una aguja azul, que es de 4.024 días (aproximadamente 11 años) de un individuo que se estimó pesaba unas 65 libras (en torno a 29,5 kg) en el momento de la liberación. Se han comunicado pesos máximos superiores a 700 kg, y los individuos de mayor tamaño eran invariablemente hembras.

Los peces superiores a 190 cm LJFL tienden a añadir peso en vez de talla, y la estructura total del cuerpo cambia. En consecuencia, las curvas de crecimiento tradicionales en las cuales se predice la talla o el peso como una

función de la edad, no han sido muy útiles para los peces de estas tallas superiores. Adicionalmente, es muy impreciso predecir la edad a partir de la talla o el peso, debido a las muchas clases de edad en la pesquería.

3. Mortalidad

No se dispone de estimaciones fiables de tasas de mortalidad natural (M), y los datos de marcado son insuficientes para obtener un resultado. Asimismo, la M estimada a partir de parámetros de crecimiento tiene un empleo limitado debido a la imprecisión de la infinidad de los parámetros de crecimiento tradicionales K y L. La mortalidad natural (M) basada en la longevidad estimada oscilaría entre 0.15 y 0.30. Basándose en el tamaño del cuerpo, comportamiento y fisiología, es probable que las estimaciones de M para los peces adultos sean bastante bajas.

4. Reproducción

Las distribuciones de larvas indican actividades de desove cerca de áreas de Bahamas y Turks y Caicos, Puerto Rico e Islas Vírgenes, Cuba y Jamaica en el Atlántico noroeste (entre 15° a 25° de latitud norte). El desove en el Atlántico norte oeste parece tener lugar durante el verano con un pico principal en julio y un pico secundario en octubre (de Sylva, en imprenta). La observación de gónadas en el Atlántico sudoeste (SCRS/96/101) indica que la aguja azul desova frente a Brasil, entre 17°-23°S, 37°-42°W durante el verano meridional (enero y febrero). Además, las recolecciones de larvas en el Atlántico sudoeste indican que la aguja azul desova frente a Brasil entre 7° y 20°S durante el verano.

La fecundidad de una hembra de 147 kg del Atlántico noroeste se estimó en 10.9 millones de huevos; la fecundidad de una hembra de 124,7 kg se estimó en 7 millones de huevos (SCRS/81/16). Hay cierta evidencia, basada en análisis de frecuencia de diámetros de los huevos, de que la aguja azul desova más de una vez al año.

5. Identificación de stock

En informes previos del SCRS, la hipótesis de stock (unidad de gestión) de aguja azul incluía: (1) una hipótesis del total del Atlántico; (2) una hipótesis de stock separado en el Atlántico norte y sur. Se estableció un límite en la latitud 5° norte para separar los hipotéticos stocks norte y sur. Se seleccionó esa latitud como límite norte/sur principalmente porque coincide con las áreas estadísticas de ICCAT. El SCRS de 1995 reconoció la creciente importancia de la hipótesis del Atlántico total. En las Jornadas se revisó la evidencia en relación con estas dos hipótesis.

Las recuperaciones de 131 agujas azules atlánticas con marcas de NMFS (SCRS/96/103) y 29 con marcas de The Billfish Foundation (SCRS/96/103) indican movimientos transatlánticos (6 peces) y movimientos transecuatoriales (2 peces). La distribución de las capturas de aguja azul en el Océano Atlántico por trimestre (**Figura 1**) revela una distribución continua a través del límite propuesto de stock norte/sur. El desove se produce tanto en el norte como en el sur del Atlántico durante los veranos respectivos, pero se desconoce si algunos individuos participan en ambas áreas. No se han observado diferencias morfométricas entre la aguja azul del norte y del sur del Atlántico. Los análisis del ADN mitocondrial de aguja azul (SCRS/96/107) no revelaron una heterogeneidad significativa entre una amplia muestra del Atlántico norte y una pequeña muestra del Atlántico sur, aunque se redujo la capacidad del análisis a causa del alto nivel global de variación y el pequeño tamaño de la muestra del Atlántico sur. Sin embargo, el nivel de divergencias dentro del océano fue mucho más bajo que los que se comunican entre la aguja azul del Atlántico y el Pacífico.

En las Jornadas se opinó que los datos disponibles eran coherentes con la hipótesis del stock del Atlántico total. Además, la designación de stocks del norte y sur del Atlántico parece arbitraria dada la biología del animal. Sin embargo, se observó que debería adoptarse un enfoque precautorio para gestionar este recurso, y que en la evaluación deberían utilizarse ambos modelos de stock.

B) Aguja Blanca

1. Esquemas de movimiento

Se ha recapturado un total de 561 agujas blancas, marcadas principalmente en el Atlántico norte oeste (SCRS/96/96, SCRS/96/103). Como ocurre con la aguja azul, la mayoría de las recuperaciones se ha producido en la misma zona general donde tuvo lugar la captura original. Un número sustancial de individuos se desplazó entre la zona central de la costa atlántica de Estados Unidos y la costa nordeste de América del sur. Se registró una migración trasatlántica de una aguja blanca (oeste a este). No se han documentado movimientos transecuatoriales, si bien un

individuo se desplazó hacia el interior de las 100 millas náuticas del Ecuador. La distancia mínima más larga recorrida fue de 3.150 millas náuticas hechas por un pez en libertad durante 576 días (1,6 años).

2. Edad y Crecimiento

Se ha efectuado muy poca investigación sobre la edad y crecimiento de la aguja blanca, si bien se considera que es de crecimiento rápido. Como ocurre con la aguja azul, es muy impreciso predecir la edad a partir de la talla o el peso, debido a las muchas clases de edad en la pesquería. También existe el crecimiento dimórfico por sexos para la aguja blanca, pero no es tan extremo como en el caso de la aguja azul. Se puede calcular un mínimo de longevidad a partir del período de tiempo más amplio en libertad, 4.305 días (11,8 años), de una aguja blanca marcada. Se estimó que el individuo tenía un peso de 50 libras en el momento de la primera captura, lo que se traduce en una estimación de longevidad mínima de 14-15 años.

3. Mortalidad

Como sucede con la aguja azul, no se dispone de estimaciones fiables de tasas de mortalidad natural. Los datos de marcado son insuficientes para obtener un resultado. Asimismo, la M estimada a partir de parámetros de crecimiento tiene un empleo limitado debido a la imprecisión de la infinidad de los parámetros de crecimiento tradicionales K y L. La mortalidad natural (M) basada en la longevidad estimada oscilaría entre 0.15 y 0.30. Sin embargo, basándose en el tamaño del cuerpo, comportamiento y fisiología, es probable que las estimaciones de M para los peces adultos sean bastante bajas.

4. Reproducción

El desove en el Atlántico noroeste parece tener lugar en el Mar Caribe a lo largo del verano, con un pico principal en julio y agosto (de Sylva, en imprenta). El desove tiene lugar en el oeste del Atlántico sur, frente a Brasil, durante finales de la primavera y verano (noviembre a marzo, entre 17° y 27°S, y 40°-48°W (SCRS/96/101).

5. Identificación de stock

Las hipótesis de stock de aguja blanca han incluido: (1) un stock Atlántico total; y (2) stocks separados en el Atlántico norte y sur. Como en el caso de la aguja azul, se estableció un límite en la latitud 5° norte para la hipótesis de los stocks separados. Se eligió como límite norte/sur esta latitud principalmente porque coincide con las áreas estadísticas de ICCAT. Durante las Jornadas, se examinó la evidencia en relación a estas dos hipótesis.

La devolución de marcas de 512 peces de NMFS (SCRS/96/96) y 40 de The Billfish Foundation (SCRS/96/103) incluye una migración trasatlántica. Aunque se han observado amplios movimientos hacia el norte y el sur, no se han documentado movimientos transecuatoriales. La distribución de las capturas de aguja blanca en el Océano Atlántico por trimestre (**Figura 2**) muestra una continuidad a través del límite de stock propuesto norte/sur. El desove de la aguja blanca tiene lugar en el Atlántico norte y sur durante los veranos respectivos, pero se desconoce si los individuos desovan en ambas áreas. No se han apreciado diferencias morfométricas entre la aguja blanca del Atlántico norte y del Atlántico sur. Los análisis de ADN mitocondrial de aguja blanca (SCRS/96/107) no revelaron heterogeneidades significativas entre las recolecciones efectuadas en todo el Atlántico, si bien un análisis similar de recolecciones geográficamente distantes de *Makaira audax* en el Océano Pacífico demostró una considerable divergencia genética. Un test más riguroso de la hipótesis norte/sur utilizando dos amplias recolecciones de muestras (más de 70 cada una) de aguja blanca de Estados Unidos y Brasil no mostró una heterogeneidad significativa.

En las Jornadas se opinó que los datos disponibles son coherentes con la hipótesis del stock del total del Atlántico para aguja blanca. Además, la elección de los stocks atlánticos norte y sur, como ocurre con la aguja azul, parece ser arbitraria. Sin embargo, se observó que debería adoptarse un enfoque precautorio para gestionar este recurso, y que en la evaluación deberían emplearse ambos modelos de stock.

C) Pez Vela

1. Esquemas de movimiento

Del Atlántico norte occidental se ha recuperado un total de 1.223 peces vela marcados (SCRS/96/96, SCRS/96/103). La mayoría fue recuperada en el área general de su liberación, incluso tras varios años en libertad. Algunos individuos han llevado a cabo amplios movimientos (en un caso, superior a las 2.000 millas náuticas), pero no hay documentadas recapturas trasatlánticas o transecuatoriales. La mayor parte de las recuperaciones se ha

producido en el entorno del lugar de liberación. Los amplios movimientos que implican muchas de las recapturas de mayor amplitud aportaron más conocimientos sobre la existencia de un hábitat oceánico de los que se tenía noticia hasta entonces.

Se han observado movimientos estacionales de pez vela frente a Africa, donde sus concentraciones se han asociado a frentes oceánicos.

2. Edad y Crecimiento

Las estimaciones de los parámetros de crecimiento para el pez vela del Atlántico oeste, basadas en espinas dorsales y otolitos, fueron validadas por Prince *et al.* (1986). Los parámetros de crecimiento del pez vela del Atlántico norte este se estimaron a partir de frecuencias de tallas (Limouzy, comentario personal), pero se reconoce que no están validados, y pueden ser imprecisos. Se puede calcular una estimación mínima de longevidad para pez vela a partir de un individuo recapturado tras 5.862 días (16 años) en libertad. No se dispone de una estimación de la talla de este pez en el momento de la liberación.

3. Mortalidad

Como sucede en el caso de la aguja azul y la aguja blanca, no se dispone de estimaciones fiables de tasas de mortalidad natural. Los datos de marcado son insuficientes para obtener un resultado. Asimismo, la M estimada a partir de parámetros de crecimiento tiene un empleo limitado debido a la imprecisión de la infinidad de los parámetros de crecimiento tradicionales K y L. La mortalidad natural estimada basada en la longevidad estimada osciló entre 0.15 y 0.30. Sin embargo, basándose en el tamaño del cuerpo, comportamiento y fisiología, es probable que las estimaciones de M para los peces adultos sean bastante bajas.

4. Reproducción

El pez vela desova desde abril hasta septiembre en el Atlántico norte, y en noviembre/diciembre hasta febrero en el Atlántico sur occidental (SCRS/96/101) (SCRS/96/52) frente a Brasil (20°-27°S, 39°-48°W). También se han observado progenitores frente a Senegal en el verano.

5. Identificación de stock

La estructura de stock del pez vela puede ser compleja, ya que la especie parece tener una distribución más costera que los marlines. En los informes previos del SCRS, la hipótesis de stock para el pez vela del Atlántico era la de dos stocks separados al este y oeste. Durante las Jornadas, se examinó brevemente la evidencia en relación a esta hipótesis.

Los datos de marcado y recaptura indican que la mayoría de los peces vela son recapturados en el área general de liberación. Si bien algunos individuos exhiben grandes movimientos y son recapturados en aguas oceánicas, no existen registros de movimientos transatlánticos o transecuatoriales. Las distribuciones de las capturas de pez vela en el Océano Atlántico por trimestre (**Figura 3**) muestran una distribución continua por todo el Atlántico tropical. Sin embargo, estas capturas incluyen *Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone*, que poseen una orientación más oceánica. En consecuencia, estos datos no son útiles para aclarar la estructura del stock. El desove del pez vela se produce en el Atlántico norte y sur durante los respectivos veranos, pero se desconoce si los individuos desovan en ambas áreas.

Se han observado diferencias en el promedio de talla entre el pez vela del Atlántico este y del oeste (SCRS 1992). La frecuencia de manchas en el área interrredial de la aleta dorsal parece mostrar diferencias entre zonas. Las manchas no aparecen en el pez vela del Atlántico norte occidental, si bien sí son apreciables en el pez vela de Brasil, Africa occidental y Océano Indico. Además, el pez vela del Atlántico este tiende a ser de mayor tamaño, en promedio, que el pez vela del Atlántico occidental (SCRS 1992).

El examen del ADN mitocondrial (SCRS/96/107) del pez vela del Atlántico oeste de Estados Unidos y Brasil no reveló heterogeneidad genética, si bien había diferencias muy importantes entre el pez vela del Atlántico norte occidental y el del Pacífico. Aún hay que analizar muestras del Atlántico este.

En el curso de las Jornadas se opinó que los datos disponibles son coherentes con la hipótesis de stock este/oeste de pez vela del Atlántico. Además, no son apoyadas por los datos disponibles otras hipótesis alternativas razonables para esta especie. A la vista de ello, se observó que debería adoptarse un enfoque precautorio para ordenar el recurso, pero la hipótesis sobre la estructura del stock que ahora se emplea parece ser la elección más lógica en este momento.

(A) Series compuestas de CPUE para su empleo en modelos de producción en situación de no equilibrio (ASPIC)

En las Jornadas de Trabajo se elaboraron series compuestas de CPUE, representando a varias flotas, para su empleo en los modelos de producción. A continuación se describen los procedimientos aplicados en la elaboración de estos índices compuestos.

1) CPUE compuesta del palangre y de la pesquería de recreo del Atlántico norte

Para los índices de abundancia de la aguja azul y aguja blanca del Atlántico norte, se elaboraron índices estandarizados de CPUE, para las pesquerías de palangre japonesa, taipei chino y estadounidense, así como para las pesquerías de recreo de Estados Unidos y Venezuela. Para obtener una CPUE compuesta que representase todas las pesquerías del Atlántico norte, en primer lugar, la estimación anual de la CPUE estandarizada para cada pesquería se dividió por la CPUE media global para esa serie del período común a todos los índices. Así se obtuvo una CPUE anual ajustada para cada pesquería en una escala común. Se usó una sola estimación anual ajustada de CPUE para aquellos años en los que se contaba con tan sólo una estimación (Japón para los años 1960-68). Donde había años solapados, se usaron medias de estimaciones de CPUE anual ajustada de todas las pesquerías para cada año. Respecto a los años 1969-1986, se promediaron las CPUEs ajustadas de Japón y Taipei chino; para los años 1987-1994, se promediaron las CPUEs ajustadas del palangre de Japón, Taipei chino y Estados Unidos, y respecto al año 1995, se promediaron las CPUEs ajustadas de Japón y Estados Unidos. Así se obtuvo una única serie temporal compuesta de CPUE del palangre para el Atlántico norte. En cuanto a la serie de la pesquería de recreo, para el período 1961-1972 se usó la serie individual de CPUE ajustada de Venezuela y las CPUEs medias ajustadas de Venezuela y los índices de la pesquería de recreo de Estados Unidos de 1973-1995. Esto proporcionó una serie temporal de CPUE individual y compuesta de la pesquería de recreo para el Atlántico norte. Estas dos series temporales se usaron en los modelos de aguja azul y aguja blanca del Atlántico norte. Las **Tablas 2a-2c** y **Figuras 4a-4c** presentan los valores compuestos y los componentes usados en su obtención.

2) CPUE compuesta del palangre del Atlántico sur

Respecto al Atlántico sur, el procedimiento para obtener índices compuestos fue idéntico al del norte, excepto en lo que se refiere a la serie de pesquerías usada. Se recogieron índices de CPUE de la aguja azul y aguja blanca de las pesquerías palangreras de Japón, Taipei chino y Brasil. En cuanto a la CPUE global del Atlántico sur, se usó la estimación individual anual de CPUE allí donde solo se disponía de una estimación (Japón para los años 1961-1967). Respecto a los años 1968-1970, se promediaron las CPUEs ajustadas de Japón y Taipei chino; para los años 1971-1994 se promediaron las CPUEs ajustadas del palangre de Japón, Taipei chino y Brasil y respecto al año 1995, se promediaron las CPUEs ajustadas de Japón y Brasil. Así se obtuvo una sola serie temporal compuesta de CPUE del palangre para el Atlántico sur. Las **Tablas 3a-3c** y **Figuras 5a-5c** presentan los valores compuestos y los valores usados en su obtención.

B) Utilización de CPUE basada en la Abundancia en Modelos Dinámicos de Biomasa Agrupada

En las Jornadas de Trabajo se observó que debido a que se tenía información limitada sobre las tallas desembarcadas y los peces descartados, casi todos los datos de CPUE de la serie temporal disponible para caracterizar la abundancia se encontraban en unidades de números capturados por unidad de esfuerzo, mientras que las unidades de captura estaban en toneladas métricas. El modelo de producción excedente usado en el análisis de evaluación supone que la CPUE y la información de capturas figuran en las mismas unidades. Contradecir este supuesto podría comprometer el resultado si la talla media de los peces en la captura variaba a lo largo del período incluido en el análisis. Esto es importante, ya que un desplazamiento en la talla media de la captura es un resultado que se espera de un cambio en la mortalidad por pesca causada por el desplazamiento en la estructura de edad de la población en respuesta al cambio en la supervivencia.

El impacto de este problema potencial se evaluó aplicando el modelo de producción excedente a datos simulados. La simulación aplicaba un modelo estructurado por edad basado en el ciclo vital del pez espada y una tendencia arbitraria de la mortalidad por pesca desde 1960 hasta 1995. Para cada año incluido en la simulación se generó una captura en biomasa e índices de CPUE en unidades de número y biomasa. No se añadió error alguno a ninguna de las mediciones. La serie temporal resultante permitió una evaluación directa del error que podría resultar del ajuste del modelo de producción excedente con CPUE en número en lugar de biomasa, y una comparación de ambos ajustes a los valores reales resultantes de la simulación (**Apéndice 4-WTSimul**).

El ajuste del modelo a ambos tipos de índice de CPUE era excelente ($R^2 > 0.95$), pero el ajuste de la biomasa basado en la CPUE era casi perfecto ($R^2 = 0.998$). Las medias de las tasas de mortalidad por pesca estimadas usando los índices alternativos de CPUE eran casi idénticas, si bien ambas eran inferiores en aproximadamente un 25% al auténtico valor resultante de la simulación. Este resultado sugiere que el modelo de producción excedente podría subestimar ligeramente la mortalidad por pesca. La causa de este resultado es incierta y podría no tratarse de una característica genérica del método.

La estimación del RMS partiendo del índice de CPUE basado en números era el doble del valor de la misma estimación derivada del índice de CPUE basado en la biomasa. La estimación del RMS derivada por medio de la CPUE de biomasa estaba dentro del 10% del auténtico valor. Varios ensayos alternativos llevados a cabo con diferentes vectores de mortalidad por pesca dieron resultados similares, pero la diferencia entre las estimaciones de RMS con los dos tipos de CPUE aumentaba con el incremento en magnitud de la diferencia entre el nivel simulado inferior y superior de mortalidad por pesca. También, los cambios en selectividades que aumentaban la proporción de peces jóvenes en la captura aumentaba la estimación del RMS usando la CPUE de base en números. Esta sobreestimación del RMS se produce debido a que los cambios en la CPUE en números no reflejan aquella parte del cambio en la biomasa del stock que resulta de los cambios en la talla media causados por el cambio en la supervivencia con diferentes tasas de mortalidad por pesca. En consecuencia, aquí, las estimaciones de RMS obtenidas con el modelo de producción excedente están probablemente sesgadas al alza, y las tasas de pesca que producen capturas al nivel del RMS estimado podrían superar la F_{RMS} real, y esos niveles de captura podrían no resultar sostenibles. Por tanto, las estimaciones del RMS y las variables asociadas deberían considerarse con precaución.

Las futuras evaluaciones deberían aplicar la CPUE en unidades de biomasa, si ello es posible, o bien establecer que los pesos medios no han cambiado en el curso de la serie temporal que está siendo evaluada. De forma alternativa, el comportamiento de las variables estimadas por métodos de producción excedente deberían investigarse a fondo, con el fin de establecer su relativa solidez y posibles sesgos cuando se ajustan a valores de CPUE basados en números. Tales análisis deberían incluir la consideración de los efectos de errores en la captura y en las estimaciones de CPUE.

C) Esquemas de residuales en los ajustes del modelo ASPIC

En muchos de los ajustes del modelo ASPIC, los residuales parecen tener un esquema periódico que podría ser el resultado de efectos de la estructura de edad que el modelo no puede acomodar. Se evaluó esta posibilidad usando datos procedentes de una simulación estructurada por edad de la captura de pez espada y CPUE (**Apéndice 4-Simul**). La estructura de edad de la población al principio de la simulación estaba en situación de equilibrio para $M=0.20$ y $F=0.05$ para edades totalmente reclutadas ($>=4$). La mortalidad por pesca para la simulación aumentó desde aproximadamente 0.05 en 1960 hasta aproximadamente 0.65 a mediados de los años 70 y después, descendió hasta aproximadamente 0.35 en 1995. La función stock-recluta para la simulación era la función Ricker con una pendiente en el origen de 15. No se añadió error alguno a la captura ni datos de CPUE generados por la simulación.

La tendencia simulada resultante en CPUE y captura era similar a los datos reales de marlines, y el esquema de los residuales resultante de la aplicación de ASPIC a estos datos, presentaba el mismo esquema periódico observado en los ajustes de la aguja azul. Dado que tanto la captura como la CPUE para los datos simulados se conocían sin error, los residuales reflejan incongruencias entre el modelo de producción excedente, en el cual falta la estructura por edad, y la población real. En consecuencia, el esquema de residuales observado en los ajustes de ASPIC a los datos de aguja azul podría ser el resultado de diferencias estructurales entre la población y el modelo de producción excedente usado para representarlo. No se trata de indicar que el modelo aplicado no puede recuperar las trayectorias de biomasa realizadas y las trayectorias de la tasa de mortalidad por pesca en las poblaciones. De hecho, los esquemas residuales observados podrían interpretarse como una indicación de que el modelo está captando correctamente la señal en los conjuntos de datos examinados. Los ensayos de simulación con conjuntos de datos estructurados por edad (Prager et al, 1996) sugieren que el modelo aplicado puede recuperar con éxito los esquemas correctos de los datos estructurados por edad, contando con una información sin errores.

D) Ajustes del Modelo ASPIC en situación de no equilibrio

En los análisis del modelo de producción de no equilibrio para la aguja azul y la aguja blanca se usaron datos de captura y esfuerzo concordantes con las hipótesis de stock Atlántico norte y Atlántico total. El tiempo disponible en las Jornadas de Trabajo no permitió realizar un análisis detallado de la hipótesis de stock Atlántico sur, tanto para la aguja azul como para la aguja blanca, y por lo tanto, en el informe de la reunión no se presentan resultados de modelo de producción para la hipótesis de stock de marlín del sur. Se pueden hacer deducciones acerca de la condición

del recurso del stock sur por medio de evaluaciones comparativas de los análisis del Atlántico norte y Atlántico total presentados en el informe. En las Jornadas de Trabajo se recomendó llevar a cabo análisis adicionales de la CPUE del Atlántico sur y de los datos de captura en un futuro próximo. Un resumen de los resultados de los análisis llevados a cabo en las Jornadas de Trabajo se presentan en las **Figuras 6-9**. Los detalles de los resultados se presentan en el **Apéndice 4-Resultados**.

Aguja azul

Para los análisis de la hipótesis de stock de aguja azul del total del Atlántico, en la producción de modelos se usaron tres series temporales compuestas de CPUE. Dos de estas procedían de las pesquerías de palangre y una de las pesquerías de recreo. Los datos disponibles en el curso de las Jornadas de Trabajo permitieron elaborar un índice compuesto del palangre para el norte y otro igual para el sur, así como un índice compuesto de caña y carrete para la aguja azul. Para el desarrollo de los modelos, el índice de palangre del norte, que incluía información de CPUE de Japón, Taipei chino y de la flota de palangre de Estados Unidos, se equiparó a toda la captura procedente del Atlántico norte, exceptuando la pesquería de caña y carrete (deportiva). Las capturas de caña y carrete se equipararon con el índice compuesto de caña y carrete desarrollado partiendo de las series de CPUE de Estados Unidos y Venezuela (ver el anterior apartado sobre CPUE). El índice compuesto del palangre del sur fue desarrollado en base a datos de CPUE de las flotas palangreras de Japón, Taipei chino y Brasil que operan en el Atlántico sur. Este índice se equiparó a las capturas procedentes del Atlántico sur. En la estimación se usaron capturas de aguja azul de todo el Atlántico entre 1960 y 1995. Con el fin de evitar los efectos potenciales de puntos estadísticos dispersos sobre los resultados de los modelos de producción, se aplicó un trunco de cola de dos facetas de aproximadamente el 5% a la distribución de residuales resultante del ajuste inicial del modelo a los datos de CPUE y de captura. Las observaciones anuales con residuales "Studentized" (calculados en base a cada serie individual) que excedían de ± 1.96 se excluyeron del ensayo final del modelo; este procedimiento tuvo como resultado el eliminar la observación de 1969 del índice del palangre del norte, la observación de 1966 del índice de caña y carrete y la observación de 1990 del índice de palangre del Atlántico sur. Se estimaron todos los parámetros en el modelo (3 capturabilidades de pesquería (q), la tasa intrínseca de aumento (r), rendimiento máximo sostenibles (RMS) y el nivel de biomasa en 1960 expresado en relación con el que produciría el RMS ($B1r$)).

Respecto a la hipótesis de stock de aguja azul del Atlántico norte, se empleó un procedimiento similar al usado para el análisis del Atlántico total, si bien tan solo se usaron las series compuestas de CPUE (caña y carrete y palangre del Atlántico norte) y capturas del Atlántico norte. En este caso se aplicaron capturas de 1956 y el nivel inicial relativo de biomasa ($B1r$) se fijó en 2.0 (al nivel de equilibrio esperado en un stock sin explotar, con el modelo de dinámica de población aplicado). Se consideró que este supuesto era apropiado para la aguja azul del Atlántico norte a falta de conocimientos sobre pesquerías importantes de esta especie en el Atlántico norte anteriores a mediados de los años 50. El procedimiento de recorte antes descrito tuvo como resultado la eliminación de las observaciones de 1964, 1969 y 1979 del índice compuesto del palangre y la eliminación de la observación de 1966 del índice compuesto de caña y carrete usados en el ensayo final del modelo. La **Tabla 4** presenta estimaciones de cantidades de interés procedentes de los análisis que se consideran para la aguja azul.

Aguja blanca

Para la hipótesis de stock de aguja blanca del total del Atlántico, se emplearon procedimientos similares a los del análisis de la aguja azul. Una excepción en este caso fue que el índice compuesto de caña y carrete no se usó en el análisis del total del Atlántico, ya que las capturas de caña y carrete eran una proporción muy escasa del total (del orden del 5%). El modelo empleado no podía acomodar fácilmente el esquema de tasa de captura observado en la primera parte de la serie temporal, que mostraba un importante aumento en el período inicial, a menos que se permitiese que la biomasa inicial tuviese un nivel muy bajo. Esta condición no se consideró realista desde el punto de vista biológico y, en combinación con la observación que los esquemas de tasa de captura, si bien estos estaban basados en observaciones muy limitadas, sugerían que las tasas de captura anteriores a 1960 eran mas altas que las de los primeros años de dicha década. En las Jornadas de Trabajo se decidió restringir la serie temporal de CPUE para el análisis al período 1965-1995. Sin embargo, se recomendó llevar a cabo investigación adicional sobre (a) continuación del desarrollo de modelos que pudiesen incorporar mas fácilmente estos tipos de dinámicas de la tasa de captura, (b) bases biológicas para estos esquemas y (c) mas esquemas históricos de tasa de captura para dilucidar si estos esquemas persisten cuando se dispone de mas información. Dos observaciones adicionales de CPUE en el índice compuesto de palangre del Atlántico norte (1966 y 1967) tenían residuales muy importantes en el ajuste inicial a estos datos y se eliminaron del ajuste final del modelo.

Respecto al análisis de la aguja blanca del Atlántico norte, en el análisis se usó un índice compuesto del palangre del norte y un índice compuesto de caña y carrete. Como en el caso de la aguja azul, el índice compuesto de caña y carrete se equiparó a las capturas de aguja blanca con caña y carrete en el área del stock del Atlántico norte.

El índice compuesto del palangre se equiparó a las capturas restantes en el área del stock norte. El trunco de puntos dispersos potenciales aplicando el criterio antes descrito, tuvo como resultado la eliminación de las observaciones de CPUE del índice compuesto del palangre correspondiente a 1960-61, 1966, 1977 y 1979. Las observaciones de CPUE de caña y carrete de 1963, 1969, 1971 y 1980 se eliminaron igualmente, como potenciales puntos dispersos, aplicando el criterio de valores residuales "Studentized". La **Tabla 4** presenta estimaciones de cantidades de interés procedentes de los análisis que se consideran para la aguja blanca.

E) Resultados

Se usaron análisis del modelo de producción de no equilibrio para estimar los elementos de comprobación de la pesquería del rendimiento máximo sostenible (RMS), la tasa de mortalidad por pesca en RMS (F_{RMS}), trayectorias de la biomasa, trayectorias de las tasas de mortalidad por pesca y trayectorias de estas cantidades en relación con los elementos de comprobación de los valores de la biomasa susceptibles de producir el RMS y la tasa de mortalidad por pesca con el RMS. Para todos los elementos de comprobación se creó 80% de intervalos de confianza basados en pruebas "bootstrap". Para los análisis de la aguja azul del norte y aguja blanca del norte y total del Atlántico, se calcularon 1000 ensayos de "bootstrap". Para los análisis de la aguja azul en el total del Atlántico, se llevaron a cabo 2000 ensayos de "bootstrap". En aquellos casos donde los ensayos de "bootstrap" producían combinaciones de parámetros que excedían de las condiciones límite especificadas - lo que se traducía en la distribución bimodal de las estimaciones del modelo de parámetro (proporción de incremento intrínseco (r), RMS, ratio de biomasa del primer año, B1R), - se excluyeron estos ensayos de ulteriores cálculos. En el caso de la aguja azul del Atlántico total, el modelo de límites utilizado fue $2.0 > r > .1$, y $RMS < 15.000$, y $B1R < 2$. Este procedimiento se tradujo en la eliminación de 577 de los "bootstraps" originales, y los restantes 1.423 ensayos se utilizaron para los análisis de la aguja azul del Atlántico total.

Aguja azul

El RMS de la aguja azul (asumiendo que el Atlántico Total abarca un solo stock), se estimó en 4461 t, con un 80% de intervalo de confianza, sesgo corregido, de 4096-4787 t (**Tabla 2**). La biomasa a principios de 1996 representaba el 21% de la que produciría el RMS con un 80% de intervalo de confianza, sesgo corregido, de 12-41%. La mortalidad por pesca en 1995 fue aproximadamente tres veces la F_{RMS} (**Tabla 4**).

La trayectoria de la biomasa para la aguja azul del total del Atlántico muestra un descenso desde 1989, tras haber aumentado durante la década de los años 80 (**Figura 6a**). Las tasas de mortalidad por pesca fueron variables en los años 80 con una cierta tendencia al descenso (**Figura 6b**). No obstante, las tasas de mortalidad por pesca parecen haber aumentado en años recientes. Por lo general, los mayores impactos sobre la aguja azul del Atlántico total tuvieron lugar a principios de los años 60, cuando la biomasa se redujo probablemente por debajo del nivel del RMS. Parece que la trayectoria de recuperación de los años 80 ha cambiado de dirección.

La aguja azul del Atlántico norte (suponiendo un stock Atlántico norte separado) muestra tendencias similares a las del Atlántico total con algunas excepciones notables. El RMS de la aguja azul de Atlántico norte se estimó en 1963 t con un 80% de intervalo de confianza de 1742-2133 t (**Tabla 4**). La biomasa al principio de 1996 se estimó en el 61% de la que produciría el RMS con un 80% de intervalo de confianza de 46-78% t. La mortalidad por pesca de 1995 era ligeramente superior a F_{RMS} (**Tabla 4**).

Como en la hipótesis del total del Atlántico, por lo general el mayor impacto sobre la aguja azul del Atlántico norte se produjo a principios de los años 60 cuando era probable que la biomasa hubiese quedado reducida a un nivel inferior al RMS. La trayectoria de la biomasa para la aguja azul del Atlántico norte muestra variabilidad durante los primeros años 80, seguida de un aumento a finales de la década (**Figura 7a**). Las tasas de mortalidad por pesca eran variables durante los años 80, pero generalmente superiores a F_{RMS} (**Figura 7b**). Las tasas de mortalidad por pesca en años recientes parecen haber disminuido y la biomasa se incrementa hacia los niveles de RMS (**Figuras 7a y 7b**).

Aguja blanca

El RMS de la aguja blanca (asumiendo que el Atlántico Total abarca un solo stock), se estimó en 2177 t, con un 80% de intervalo de confianza, sesgo corregido, de 2102-2228 t (**Tabla 4**). La biomasa a principios de 1996 se estimaba en el 23% de la que produciría el RMS con un 80% de intervalo de confianza de 13-38%. La mortalidad por pesca en 1995 fue aproximadamente el doble del F_{RMS1} ($F_{95}/F_{RMS} = 196$) (**Tabla 4**).

La trayectoria de la biomasa para la aguja blanca del total del Atlántico muestra un descenso desde finales de los años 80, tras haber aumentado a principios de la década de los años 80 (**Figura 8a**). Las tasas de mortalidad

por pesca fueron variables en los años 80 con una cierta tendencia al aumento (**Figura 8b**). Como en el caso de la aguja azul el mayor impacto sobre la aguja blanca del Atlántico total tuvo lugar a principios de los años 60, cuando la biomasa quedó probablemente reducida a un nivel inferior al del RMS. Parece que la trayectoria de recuperación se inició a principios de los años 80, pero ha cambiado de dirección desde finales de dicha década.

La aguja blanca del Atlántico norte presenta una tendencia casi continua al descenso a lo largo de toda la serie temporal (**Figura 9a**), llegando a un nivel inferior al de la biomasa en RMS a principios de los años 70. En los años 80, las tasas de mortalidad por pesca eran variables a niveles superiores a F_{RMS} (**Figura 9b**). Las tasas de mortalidad por pesca en los últimos años parecen ser más altas que a finales de los años 80 (**Figura 9b**).

El RMS de la aguja blanca del Atlántico norte se estimó en 536 t con un 80% de intervalo de confianza, sesgo corregido, de 85-771 t (**Tabla 4**). La biomasa a principios de 1996 era el 32% de la que produce el RMS con un 80% de intervalo de confianza de 24-41%. La mortalidad por pesca en 1995 era 2.37 del F_{RMS} (**Tabla 2**).

8. RECOMENDACIONES

(Relator: E. Prince)

El Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines fue adoptado en la Reunión ICCAT de la Comisión en 1985 y se inició en 1987 con fondos procedentes de fuentes privadas. En reuniones del SCRS se han establecido planes anuales de investigación para el siguiente año de muestreo. Algunos países, como Japón y Estados Unidos, realizaron muchas tareas sin recibir fondos suplementarios.

En las Jornadas de Trabajo se insistió sobre los aspectos únicos de las pesquerías y biología de los marlines del Atlántico que sirven para distinguir este grupo de especies de otras más tradicionales (por ejemplo, atún rojo y pez espada) que son competencia de ICCAT. Los fondos complementarios asignados a las tareas sobre marlines a través de ICCAT se han dedicado a estos problemas únicos con el fin de obtener datos y crear bases de datos para marlines para llevar a cabo evaluaciones de stock.

En las Jornadas de Trabajo se examinaron los progresos logrados hasta el momento y se discutió la importancia de continuar el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines. Se observó que muchos de los países que tienen pesquerías de marlines no eran miembros de ICCAT. Para estos países, reviste especial importancia la consecución de fondos complementarios que les permitan proseguir el trabajo sobre estas especies. Incluso para los países miembros de ICCAT, los marlines son a menudo una captura fortuita y representan una parte poco importante de la pesquería. Por ello, los fondos complementarios permitieron que la investigación adicional, sumada a la investigación general sobre grandes pelágicos, pudiese dedicarse a los marlines. No obstante, en las Jornadas de Trabajo se insistió en que todos los países que son miembros de ICCAT deberían asumir la responsabilidad de presentar a ICCAT las estadísticas detalladas solicitadas respecto a todas las especies de ICCAT, incluso cuando los marlines constituyen capturas fortuitas que no se desembarcan.

En las Jornadas de Trabajo se examinó de nuevo la "Resolución de ICCAT para intensificar los Programas de investigación sobre Marlines" (Anexo 4-12 a las Actas de la Decimocuarta Reunión Ordinaria de la Comisión), llegando a la conclusión que se habían hecho importantes progresos en relación con los párrafos 1, 2, 4 y 5. Al propio tiempo, se recomendó que en 1996 el SCRS examinase con atención el párrafo 3 referente al plan de investigación de cinco años de duración, con el fin de incorporar la solicitud de la Comisión acerca de fomentar la liberación voluntaria en las pesquerías comerciales y de recreo, de aguja azul, aguja blanca, pez vela y *Tetrapturus pfluegeri* que se capturen vivos en la zona del Convenio, y cuando sea posible, el marcado de estas especies en el marco del Programa. Al propio tiempo, en las Jornadas de Trabajo se consideró que este plan tan sólo podrá llevarse a cabo si el Programa Marlines puede disponer de fondos de la Comisión. Esto es particularmente cierto en el caso del Programa Marlines, ya que desde su inicio, este Programa ha sido financiado tan sólo por fuentes privadas. Basarse en este tipo de financiación limita severamente la planificación a largo plazo (es decir > 5 años), debido a la incertidumbre y variabilidad de la recepción de fondos privados durante amplios periodos de tiempo.

En las Jornadas de Trabajo se adoptaron las siguientes recomendaciones:

1. Como se indica en la Informe adjunto de la Sesión de Preparación de Datos (**Apéndice 5**) se recomienda encarecidamente que se estimen las capturas de marlines y que se lleve a cabo muestreo adicional en la pesquería de pez espada y en las pesquerías tropicales de cerco de la CEE (en especial de España y Francia). Además, se deberían observar atentamente los recientes cambios en las operaciones de las pesquerías palangreras del Atlántico sur, en particular las de Uruguay y Brasil, y las pesquerías de palangre en reciente desarrollo en la zona del Caribe.

2. Hacer esfuerzos adicionales para comunicar y estimar las capturas de marlines de la pesquería de recreo en el Atlántico y los índices de CPUE, y para estimar el número total de los marlines liberados y marcados y liberados, por especies, en las pesquerías de recreo del Atlántico. Además, deberían hacerse las mismas estimaciones para otros artes, incluyendo las pesquerías de palangre.
3. En las Jornadas de Trabajo se observó que se ha obtenido un número creciente de muestras de frecuencias de talla desde el inicio en 1987 del Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines. Se insistió en que estos conjuntos de datos acumulados podrían estar ya cerca del nivel al cual se podrían aplicar técnicas de evaluación basadas en la talla, y se animó a proseguir la recogida de estos datos. Es necesario obtener muestras de pesquerías que actualmente no están cubiertas y los datos deberían transmitirse a la Secretaría de forma regular.
4. Se observa con satisfacción el aumento de actividades de marcado en los últimos años. Si bien la información que se obtiene ha contribuido al desarrollo de hipótesis sobre estructura del stock, se necesita mas información. Es importante continuar el marcado en todas las áreas.
5. Deberán proseguir e intensificarse los esfuerzos destinados a fomentar la comunicación de recuperaciones de marcas e información biológica asociada. Dado que las recuperaciones de marcas representan un porcentaje muy pequeño de las marcas colocadas, se debería investigar acerca de la relación entre la recuperación de marcas y la condición de los peces marcados y liberados.
6. Los estudios de evaluación de la supervivencia de los marlines capturados por los barcos comerciales y de recreo, tras su liberación, son vitales para la gestión de estos grupos de especies. Deberían iniciarse lo antes posible. También, conviene intentar, por todos los medios, iniciar estudios acerca de la posibilidad de maximizar la supervivencia de los marlines marcados y liberados. Por ejemplo, actualmente se realizan estudios de daños producidos por el anzuelo, comparando los anzuelos circulares y los rectos, en el atún rojo del Atlántico, estudios que podrían aplicarse a los marlines.
7. Convendría acelerar las actividades de marcado de marlines, en particular de aquellos que están vivos cuando son traídos al costado de los barcos. El Grupo de Trabajo recomendó encarecidamente que se implemente la Resolución referente a los marlines adoptada por la Comisión en 1995. En este respecto, las prácticas pesqueras que impiden la liberación de marlines (y otras especies) vivos, tales como el uso de guías de acero en anzuelos múltiples, debería evitarse.
8. El volumen de los datos biológicos básicos de marlines es limitado y es necesario seguir estudiando el crecimiento, talla, madurez, fecundidad y temporadas y zonas de desove.
9. Iniciar la investigación acerca de la repercusión que tiene la CPUE en números, en contraposición a la CPUE en peso, sobre los resultados de las evaluaciones.
10. En las Jornadas de Trabajo se pidió que los científicos de Ghana validen las importantes revisiones a los datos de captura de pez vela (1974-1976, **Apéndice 5**) y que presenten oficialmente estos nuevos datos, justificados, a la Secretaría. También deberían facilitar estimaciones de la captura anterior a 1974.
11. La Secretaría debería ponerse en contacto con IATTC para obtener datos sobre captura de marlines de los barcos de cerco que operan regularmente en el Pacífico, si bien en ocasiones lo hacen en el Atlántico (Caribe) y que no comunican las capturas atlánticas a ICCAT.
12. Evaluar los resultados de "bootstrap" con 2000 iteraciones para evaluaciones de stock.
13. Incorporar en mayor grado los datos de tasa de captura observados científicamente en la estandarización de la CPUE.
14. Deberían desarrollarse nuevos métodos que acomodasen mas fácilmente la dinámica de la tasa de captura observada en la parte inicial de la serie temporal para marlines. Es igualmente necesario investigar la base biológica de dicha dinámica. Al propio tiempo, se debería comprobar el esquema de tasa de captura histórico, si ello es posible.

En resumen, en las Jornadas de Trabajo se observó el éxito obtenido por el Programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines en la creación de la base sobre la cual se pueden llevar a cabo, de forma regular, evaluaciones de stocks de marlines. No obstante, en las Jornadas de Trabajo se insistió en que existían áreas a las cuales convendría ampliar el programa, en particular la recogida de datos adicionales destinados a asegurar una mayor precisión de las evaluaciones de stock. Esta mayor precisión haría que el asesoramiento científico a la Comisión resultase más útil. Además se observó que, para que el SCRS facilitase con regularidad evaluaciones de stocks de marlines como lo hace respecto a otras especies, el seguimiento que actualmente se hace debe proseguir.

En las Jornadas de Trabajo se insistió en que se siga estableciendo un plan de trabajo anual para el programa ICCAT de Investigación Intensiva sobre Marlines.

9. ADOPCIÓN DEL INFORME Y CLAUSURA DE LA REUNIÓN

El informe fue examinado detenidamente, siendo adoptado en las Jornadas de Trabajo. Algunas modificaciones, introducidas después de la reunión, fueron aprobadas por correspondencia. El Informe se presentó al SCRS en 1996 para su examen como documento COM-SCRS/96/19.

Al clausurar la reunión el Presidente dio las gracias a los participantes por su colaboración y excelente trabajo. Asimismo, se agradeció el excelente apoyo técnico facilitado al grupo por el personal del "Southeast Fisheries Science Center", en particular en cuanto concierne al tedioso trabajo analítico para las evaluaciones de stock. En especial se dio las gracias a la "Billfish Foundation (TBF)", que había aportado ayuda financiera a las Jornadas de Trabajo.

Los participantes, a su vez, encomiaron unánimemente la eficaz labor del Presidente en el desempeño de sus funciones al frente de las Jornadas de Trabajo.

Las Terceras Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines fueron clausuradas.

LITERATURA CITADA

de SYLVA, D. P., and P. R. Breder. 1997. Reproduction, gonad histology, and spawning cycles of north Atlantic billfishes (Istiophoridae). *Fish. Bull.*, U.S. 60(3): 668-697.

HILL, K.T., C.M. Cailliet, and R. L. Radtke. 1989. A comparative analysis of growth zones in four calcified structures of Pacific blue marlin, *Makaira nigricans*. *Fish. Bull.*, U.S. 87(4): 829-843.

PRAGER, M. H., C. P. Goodyear, and G. P. Scott. 1996. Application of a surplus production model to a swordfish-like simulated stock with time-changing gear selectivity. *Trans. Amer. Fish. Soc.*, 125: 729-740.

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.*, U.S. 89: 441-459.

PRINCE, E. D., D. W. Lee, C. A. Wilson, and J. M. Dean. 1986. Longevity and age validation of a tag-recaptured Atlantic sailfish, *Istiophorus platypterus*, using dorsal spines and otoliths. *Fish. Bull.*, U.S. 84(3): 493-502.

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. Exp. Mar. Biol. Ecol.*, 151: 209-225.

TABLES/ TABLEAUX/ TABLAS

TITRE DE TABLEAUX EN FRANÇAIS

- Tableau 1. Données relatives aux makaires bleus et blancs des Etats-Unis révisées provisoirement et utilisées lors des Journées d'Etudes.
- Tableau 2a. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre bleu du Nord, palangre. Makaïre bleu. Atlantique Nord. Palangre
- Tableau 2b. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre bleu du Nord, canne-moulinet. Makaïre bleu. Atlantique Nord. Pêche sportive.
- Tableau 2c. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre bleu du Sud, palangre.
- Tableau 3a. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre blanc du Nord, palangre. Makaïre blanc. Atlantique Nord. Palangre.
- Tableau 3b. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre blanc du Nord, canne-moulinet. Makaïre blanc. Atlantique Nord. Pêche sportive.
- Tableau 3c. Indices composites relatifs et éléments constitutifs. Makaïre blanc du Sud, palangre.
- Tableau 4. Récapitulatif des évaluations de stocks de makaires bleus et de makaires blancs réalisées au cours des Journées d'Etudes 1996 de l'ICCAT sur les istophoridés.

B_{1996}/B_{PME} : estimation de la biomasse au début de l'année qui suit la dernière année de l'analyse (1996) par rapport à la biomasse à la PME

F_{1995}/F_{PME} : estimation du taux de mortalité par pêche dans la dernière année de l'analyse (1995) par rapport au taux de mortalité par pêche à la PME

TITULOS DE LAS TABLAS EN ESPAÑOL

- Tabla 1. Datos de EE.UU. de aguja azul y aguja blanca, revisados provisionalmente y empleados en las Jornadas de Trabajo.
- Tabla 2a. Indices relativos compuestos y componentes para aguja azul del norte, palangre. Aguja azul. Atlántico norte. Palangre
- Tabla 2b. Indices relativos compuestos y componentes para aguja azul del norte. Caña y carrete. Aguja azul. Atlántico norte. Pesca deportiva.
- Tabla 2c. Indices relativos compuestos y componentes para aguja azul del sur. Palangre. Aguja azul. Atlántico sur. Palangre.
- Tabla 3a. Indices relativos compuestos y componentes para aguja blanca del norte. Palangre. Aguja blanca. Atlántico norte. Palangre.
- Tabla 3b. Indices relativos compuestos y componentes para aguja blanca del norte. Caña y carrete. Aguja blanca. Atlántico norte. Palangre
- Tabla 3c. Indices relativos compuestos y componentes para aguja blanca del sur. Palangre. Aguja blanca. Atlántico sur. Palangre.
- Tabla 4. Resumen de estadísticas de evaluación de stock de agujas azul y blanca, resultantes de las Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines 1996.

B_{1996}/B_{RMS} es la estimación de la biomasa al principio del año después del último año del análisis (1996) relativo a la biomasa en RMS.

F_{1995}/F_{RMS} es la estimación de la tasa de mortalidad por pesca en el último año del análisis (1995) relativo a la mortalidad por pesca en RMS.

Table 1. U.S. blue and white marlin data revised tentatively and used at the Workshop.

YEA	BLUE MARLIN				WHITE MARLIN			
	BYCATCH RETAINED	BYCATCH DISCARDS	BYCATCH TOTAL	RECREATIONAL (No changes made)	BYCATCH RETAINED	BYCATCH DISCARDS	BYCATCH TOTAL	RECREATIONAL (No changes made)
1960	0.0	0.0	0.0	103.0	0.0	0.0	0.0	60.0
1961	0.0	0.0	0.0	116.0	0.0	0.0	0.0	60.0
1962	0.0	0.0	0.0	115.0	0.0	0.0	0.0	74.0
1963	0.0	0.0	0.0	128.0	0.0	0.0	0.0	64.0
1964	0.0	0.0	0.0	161.0	0.0	0.0	0.0	70.0
1965	0.0	0.0	0.0	163.0	0.0	0.0	0.0	76.0
1966	0.0	0.0	0.0	149.0	0.0	0.0	0.0	76.0
1967	0.0	0.0	0.0	197.0	0.0	0.0	0.0	81.0
1968	0.0	0.0	0.0	168.0	0.0	0.0	0.0	87.0
1969	0.0	0.0	0.0	207.0	0.0	0.0	0.0	76.0
1970	0.0	0.0	0.0	204.0	0.0	0.0	0.0	104.0
1971	0.0	0.0	0.0	179.0	0.0	0.0	0.0	95.0
1972	0.0	0.0	0.0	191.0	0.0	0.0	0.0	99.0
1973	0.0	0.0	0.0	209.0	0.0	0.0	0.0	104.0
1974	0.0	0.0	0.0	234.0	0.0	0.0	0.0	108.0
1975	0.0	0.0	0.0	241.0	0.0	0.0	0.0	107.0
1976	0.0	0.0	0.0	265.0	0.1	0.0	0.1	109.0
1977	0.0	0.0	0.0	295.0	0.0	0.0	0.0	109.0
1978	0.0	0.0	0.0	295.0	1.2	0.0	1.2	109.0
1979	16.8	0.0	16.8	295.0	1.2	0.0	1.2	109.0
1980	16.6	0.0	16.6	295.0	6.5	0.0	6.5	109.0
1981	35.5	0.0	35.5	295.0	7.1	0.0	7.1	109.0
1982	27.2	0.0	27.2	295.0	6.2	0.0	6.2	109.0
1983	22.4	0.0	22.4	187.0	5.2	0.0	5.2	141.0
1984	67.3	0.0	67.3	187.0	17.0	0.0	17.0	143.0
1985	102.0	0.0	102.0	147.0	29.4	0.0	29.4	141.0
1986	59.9	0.0	59.9	187.0	60.8	0.0	60.8	31.0
1987	94.7	137.0	231.7	161.0	53.1	63.0	116.1	91.0
1988	31.8	124.0	155.8	173.0	9.1	60.0	69.1	72.0
1989	2.7	191.0	193.7	121.0	0.0	106.0	106.0	16.0
1990	3.3	159.0	162.3	25.0	0.5	83.0	83.5	17.0
1991	2.6	142.0	144.6	30.0	0.0	90.0	90.0	5.0
1992	2.3	147.0	149.3	49.0	0.0	98.0	98.0	8.0
1993	2.5	127.0	129.5	77.0	0.0	71.0	71.0	13.0
1994	1.2	112.0	113.2	86.0	0.0	46.0	46.0	11.0
1995	0.5	143.0	143.5	43.0	0.0	112.0	112.0	9.0

Table 2a. Composited relative indices and component parts for north blue marlin, longline.

Blue Marlin North Atlantic Longline

Year	Japan	Japan scaled	Taiwan	Taiwan scaled	US	US scaled	Combined
60	2.761	1.596					1.596
61	6.464	3.736					3.736
62	8.454	4.886					4.886
63	7.215	4.170					4.170
64	7.374	4.262					4.262
65	3.385	1.956					1.956
66	2.549	1.473					1.473
67	2.841	1.642					1.642
68	1.753	1.013					1.013
69	2.027	1.171	9.9790	3.8297			2.500
70	1.724	0.996	5.7720	2.2152			1.606
71	1.279	0.739	3.1133	1.1948			0.967
72	1.032	0.596	2.7232	1.0451			0.821
73	0.979	0.566	2.9386	1.1277			0.847
74	1.369	0.791	2.3512	0.9024			0.847
75	1.000	0.578	1.1894	0.4565			0.517
76	0.560	0.324	3.0227	1.1601			0.742
77	0.425	0.246	1.7817	0.6838			0.465
78	0.318	0.184	1.0317	0.3959			0.290
79	0.372	0.215	0.5172	0.1985			0.207
80	0.610	0.353	2.4106	0.9251			0.639
81	0.613	0.354	1.8063	0.6932			0.524
82	0.577	0.334	1.5780	0.6056			0.470
83	0.533	0.308	1.4407	0.5529			0.431
84	0.584	0.337	1.0115	0.3882			0.363
85	0.458	0.264	1.0471	0.4019			0.333
86	0.587	0.339	1.0222	0.3923			0.366
87	0.447	0.259	0.8359	0.3208	11.951	0.862	0.481
88	0.621	0.359	1.9469	0.7472	13.6828	0.987	0.698
89	0.637	0.368	0.5978	0.2294	16.3642	1.181	0.593
90	0.473	0.273	5.4941	2.1085	15.4042	1.111	1.164
91	0.310	0.179	4.3342	1.6634	14.3188	1.033	0.958
92	0.472	0.273	3.5780	1.3732	14.5286	1.048	0.898
93	0.488	0.282	3.2616	1.2517	14.6503	1.057	0.863
94	0.612	0.354	2.9628	1.1370	12.7448	0.919	0.803
95	0.388	0.224			11.1105	0.802	0.342

Table 2b. Compositied relative indices and component parts for north blue marlin, rod-and-reel.

Blue Marlin North Atlantic Recreational

Year	Venezuela CPUE	Venezuela Scaled	U. S. CPUE	U. S. Scaled	Combined
61	0.169	2.233			2.233
62	0.253	3.343			3.343
63	0.112	1.480			1.480
64	0.087	1.149			1.149
65	0.065	0.859			0.859
66	0.187	2.471			2.471
67	0.128	1.691			1.691
68	0.119	1.572			1.572
69	0.136	1.797			1.797
70	0.123	1.625			1.625
71	0.065	0.859			0.859
72	0.032	0.423			0.423
73	0.024	0.317	1.000	0.662	0.489
74	0.047	0.621	1.404	0.929	0.775
75	0.016	0.211	1.021	0.676	0.444
76	0.011	0.145	0.929	0.615	0.380
77	0.021	0.277	1.050	0.695	0.486
78	0.020	0.264	0.962	0.637	0.450
79	0.047	0.621	1.238	0.819	0.720
80	0.043	0.568	1.452	0.961	0.765
81	0.068	0.898	1.627	1.077	0.988
82	0.031	0.410	1.350	0.893	0.652
83	0.072	0.951	1.528	1.011	0.981
84	0.140	1.850	1.536	1.017	1.433
85	0.061	0.806	1.675	1.109	0.957
86	0.054	0.713	1.402	0.928	0.821
87	0.064	0.846	1.839	1.217	1.031
88	0.038	0.502	1.869	1.237	0.870
89	0.066	0.872	1.665	1.102	0.987
90	0.017	0.225	1.473	0.975	0.600
91	0.040	0.529	1.636	1.083	0.806
92	0.052	0.687	1.803	1.193	0.940
93	0.039	0.515	1.781	1.179	0.847
94	0.108	1.427	2.220	1.469	1.448
95	0.094	1.242	2.293	1.518	1.380

Table 2c. Compositied relative indices and component parts for south blue marlin, longline.

Blue marlin South Atlantic Longline

Year	Japan	Taiwan	Brazil	Combined
60	1.886			1.886
61	6.580			6.580
62	4.561			4.561
63	3.992			3.992
64	1.893			1.893
65	1.333			1.333
66	1.033			1.033
67	1.152			1.152
68	1.111	3.475		2.293
69	1.210	3.095		2.153
70	0.782	2.072		1.427
71	0.476	1.963	2.820	1.753
72	0.682	1.252	5.002	2.312
73	0.673	1.004	0.843	0.840
74	0.699	0.688	1.809	1.065
75	0.563	0.637	2.609	1.270
76	0.362	1.196	1.902	1.153
77	0.507	0.600	1.926	1.011
78	0.443	0.753	0.561	0.585
79	0.547	0.543	0.403	0.497
80	0.428	0.674	0.354	0.485
81	0.382	0.693	0.778	0.617
82	0.441	0.665	0.321	0.475
83	0.356	0.476	0.157	0.330
84	0.418	0.592	0.123	0.377
85	0.603	0.596	0.166	0.455
86	0.329	0.461	0.344	0.378
87	0.425	0.659	0.466	0.517
88	0.331	0.578	0.439	0.449
89	0.327	0.624	1.161	0.704
90	0.296	0.437	0.156	0.296
91	0.212	0.608	0.250	0.357
92	0.183	1.001	1.163	0.782
93	0.249	0.751	1.803	0.934
94	0.303	0.910	1.721	0.978
95	0.233		1.491	0.862

Table 3a. Compositied relative indices and component parts for north white marlin, longline.

White Marlin North Atlantic Longline

Year	Japan	Japan scaled	Taiwan	Taiwan scaled	US	US scaled	Combined
60	0.347	0.127					0.127
61	2.447	0.896					0.896
62	7.169	2.626					2.626
63	5.452	1.997					1.997
64	8.158	2.988					2.988
65	9.416	3.449					3.449
66	17.605	6.448					6.448
67	10.578	3.874					3.874
68	4.640	1.700	0.072	0.243			0.971
69	4.097	1.501	0.288	0.977			1.239
70	6.152	2.253	0.204	0.693			1.473
71	4.942	1.810	0.392	1.328			1.569
72	3.414	1.251	0.398	1.347			1.299
73	1.359	0.498	0.494	1.673			1.086
74	1.741	0.638	1.054	3.572			2.105
75	1.000	0.366	0.393	1.332			0.849
76	0.586	0.215	0.109	0.369			0.292
77	0.648	0.237	0.053	0.178			0.208
78	1.089	0.399	0.129	0.436			0.417
79	0.845	0.310	0.042	0.142			0.226
80	0.819	0.300	0.459	1.555			0.927
81	0.516	0.189	0.773	2.620			1.404
82	0.326	0.119	0.323	1.096			0.608
83	0.496	0.182	0.423	1.435			0.808
84	0.333	0.122	0.154	0.521			0.321
85	0.502	0.184	0.206	0.697			0.440
86	0.551	0.202	0.344	1.167			0.684
87	0.506	0.185	0.484	1.641	2.303	1.093	0.973
88	0.532	0.195	0.031	0.107	2.261	1.073	0.458
89	0.318	0.117	0.070	0.237	2.575	1.222	0.525
90	0.291	0.107	0.065	0.219	2.029	0.963	0.430
91	0.299	0.110	0.000	0.000	2.175	1.032	0.381
92	0.327	0.120	0.099	0.336	2.152	1.021	0.492
93	0.302	0.111	0.758	2.568	1.950	0.925	1.202
94	0.267	0.098	0.151	0.511	1.760	0.835	0.481
95	0.217	0.079			1.761	0.835	0.305

Table 3b. Compositd relative indices and component parts for north white marlin, rod-and-reel.

White Marlin North Atlantic Recreational

Year	Venezuela CPUE	Venezuela Scaled	U. S. CPUE	U. S. Scaled	Combined
61	1.194	1.897			1.897
62	0.826	1.312			1.312
63	0.610	0.969			0.969
64	1.272	2.020			2.020
65	1.180	1.874			1.874
66	0.925	1.469			1.469
67	1.148	1.823			1.823
68	0.646	1.026			1.026
69	0.296	0.470			0.470
70	0.496	0.788			0.788
71	2.433	3.865			3.865
72	0.797	1.266			1.266
73	1.399	2.222	1.000	1.249	1.736
74	0.357	0.567	1.197	1.495	1.031
75	1.340	2.128	1.094	1.367	1.747
76	0.853	1.355	0.927	1.158	1.256
77	0.355	0.564	0.752	0.939	0.752
78	0.175	0.278	0.705	0.881	0.579
79	0.387	0.615	1.070	1.337	0.976
80	1.152	1.830	1.817	2.270	2.050
81	0.692	1.099	1.167	1.458	1.278
82	0.744	1.182	1.134	1.416	1.299
83	0.644	1.023	1.047	1.308	1.165
84	0.442	0.702	0.899	1.123	0.913
85	0.445	0.707	0.572	0.714	0.711
86	0.208	0.330	0.670	0.837	0.584
87	0.230	0.365	0.781	0.976	0.670
88	0.246	0.391	0.502	0.627	0.509
89	0.158	0.251	0.428	0.535	0.393
90	0.051	0.081	0.418	0.522	0.302
91	0.056	0.089	0.368	0.460	0.274
92	0.028	0.044	0.525	0.656	0.350
93	0.015	0.024	0.429	0.536	0.280
94	0.127	0.202	0.448	0.560	0.381
95	0.108	0.172	0.463	0.578	0.375

Table 3c. Compositd relative indices and component parts for south white marlin, longline.

White Marlin South Atlantic Longline

Year	Japan	Taiwan	Brazil	Combined
60	0.345			0.345
61	1.504			1.504
62	5.553			5.553
63	6.069			6.069
64	2.570			2.570
65	2.638			2.638
66	2.044			2.044
67	2.365			2.365
68	1.186	0.520		0.853
69	1.796	2.577		2.186
70	1.785	0.233		1.009
71	0.601	0.137	0.794	0.511
72	1.027	1.504	2.611	1.714
73	0.739	1.551	1.025	1.105
74	0.770	1.292	1.641	1.234
75	0.290	1.270	1.386	0.982
76	0.944	0.638	1.096	0.893
77	0.797	0.595	0.783	0.725
78	0.593	0.867	0.661	0.707
79	0.193	0.769	0.450	0.471
80	0.251	0.862	0.832	0.648
81	0.153	0.917	0.733	0.601
82	0.126	0.859	0.479	0.488
83	0.147	0.821	0.624	0.531
84	0.180	0.824	0.805	0.603
85	0.173	1.058	1.438	0.889
86	0.247	0.909	1.581	0.912
87	0.144	1.532	1.016	0.897
88	0.155	1.924	0.947	1.009
89	0.105	1.156	0.971	0.744
90	0.094	0.575	0.382	0.350
91	0.096	0.996	0.230	0.440
92	0.112	0.438	0.818	0.456
93	0.094	0.971	0.642	0.569
94	0.060	1.204	0.470	0.578
95	0.053		0.764	0.409

Table 4. Blue and white marlin stock assessment statistics summary resulting from the 1996 ICCAT Billfish Workshop.

Stock model	MSY (mt)			B(1996)/B(MSY)			F(1995)/F(MSY)		
	10th %	median	90th %	10th %	median	90th %	10th %	median	90th %
Total blue marlin	4096	4461	4787	0.12	0.24	0.40	1.95	2.93	4.40
North blue marlin	1742	1963	2133	0.46	0.61	0.78	0.96	1.21	1.56
Total white marlin	2102	2177	2228	0.13	0.23	0.38	1.33	1.96	2.91
North white marlin	85	536	771	0.24	0.32	0.41	1.6	2.4	8.4

B(1996)/B(MSY) is the estimate of biomass at the beginning of the year after the last year of analysis (1996) relative to biomass at MSY. F(1995)/F(MSY) is the estimate of fishing mortality rate in the last year of analysis (1995) relative to fishing mortality rate at MSY.

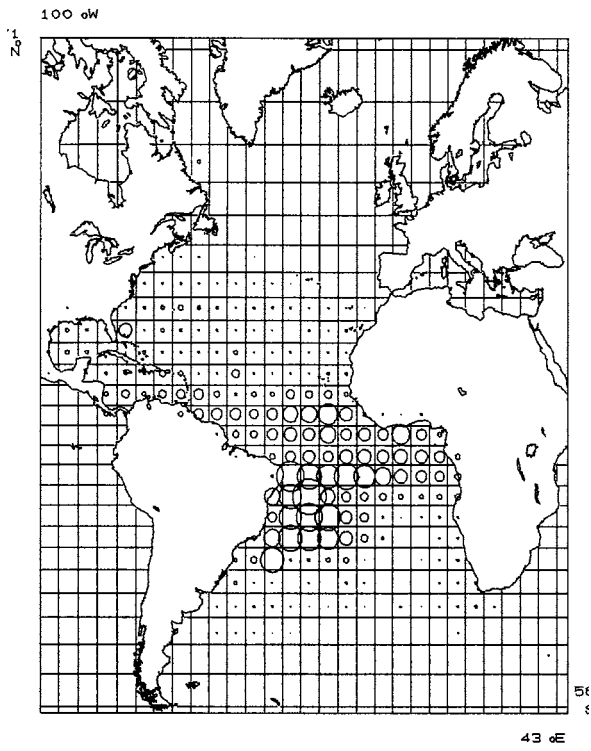
FIGURES/ FIGURAS

LEGENDES DES FIGURES EN FRANÇAIS

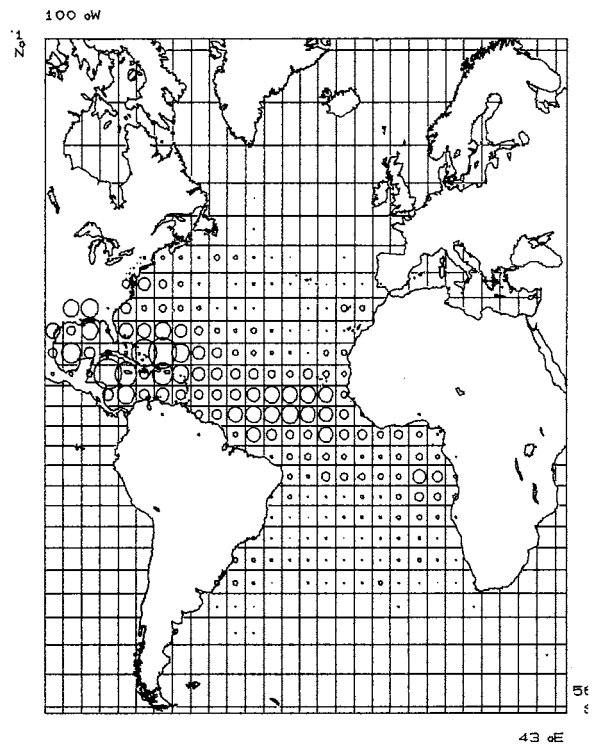
- Fig. 1 Distribution des captures de makaires bleus entre 1950 et 1994.
- Fig. 2 Distribution des captures de makaires blancs entre 1950 et 1994.
- Fig. 3 Distribution des captures de voiliers entre 1950 et 1994.
- Fig. 4 Indices composites d'abondance relative et éléments constitutifs. Makaire bleu.
a) Makaire bleu. Atlantique Nord. Palangre.
b) Makaire bleu. Atlantique Nord. Pêche sportive.
c) Makaire bleu. Atlantique Sud. Palangre.
- Fig. 5 Indices composites d'abondance relative et éléments constitutifs. Makaire blanc.
a) Makaire blanc. Atlantique Nord. Palangre.
b) Makaire blanc. Atlantique Nord. Pêche sportive.
c) Makaire blanc. Atlantique Sud. Palangre.
- Fig. 6 Biomasse relative et F/F_{PME} calculées avec le modèle ASPIC pour le makaire bleu de l'Atlantique entier.
- Fig. 7 Biomasse relative et F/F_{PME} calculées avec le modèle ASPIC pour le makaire bleu de l'Atlantique Nord.
- Fig. 8 Biomasse relative et F/F_{PME} calculées avec le modèle ASPIC pour le makaire blanc de l'Atlantique entier.
- Fig. 9 Biomasse relative et F/F_{PME} calculées avec le modèle ASPIC pour le makaire blanc de l'Atlantique Nord.

LEYENDAS DE LAS FIGURAS EN ESPAÑOL

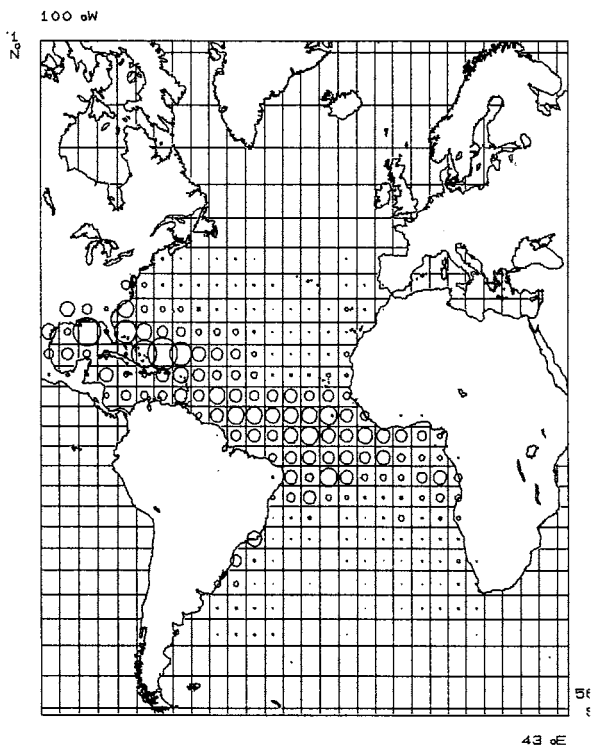
- Fig. 1 Distribución de las capturas de aguja azul durante el período 1950-1994.
- Fig. 2 Distribución de las capturas de aguja blanca durante el período 1950-1994.
- Fig. 3 Distribución de las capturas de pez vela durante el período 1950-1994.
- Fig. 4 Índices compuestos de abundancia relativa de aguja azul y componentes.
a) Aguja azul. Atlántico del norte. Palangre.
b) Aguja azul. Atlántico del norte. Pesca deportiva.
c) Aguja azul. Atlántico del sur. Palangre
- Fig. 5 Índices compuestos de abundancia relativa de aguja blanca y componentes.
a) Aguja blanca. Atlántico del norte. Palangre.
b) Aguja blanca. Atlántico del norte. Pesca deportiva.
c) Aguja blanca. Atlántico del sur. Palangre.
- Fig. 6 Biomasa relativa y F/F_{RMS} calculada por modelo ASPIC para la aguja azul de todo el Atlántico.
- Fig. 7 Biomasa relativa y F/F_{RMS} calculada por modelo ASPIC para la aguja azul del Atlántico norte.
- Fig. 8 Biomasa relativa y F/F_{RMS} calculada por modelo ASPIC para la aguja blanca de todo el Atlántico.
- Fig. 9 Biomasa relativa y F/F_{RMS} calculada por modelo ASPIC para la aguja blanca del Atlántico norte.



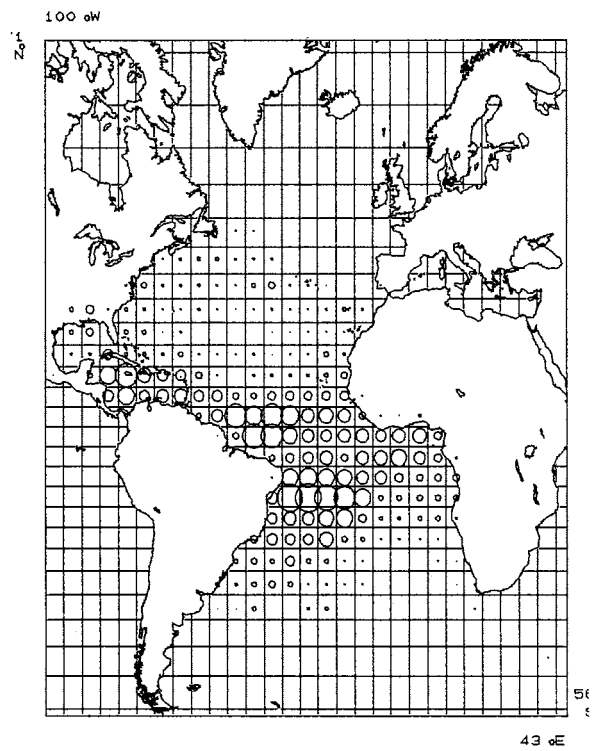
1st Quarter



3rd Quarter

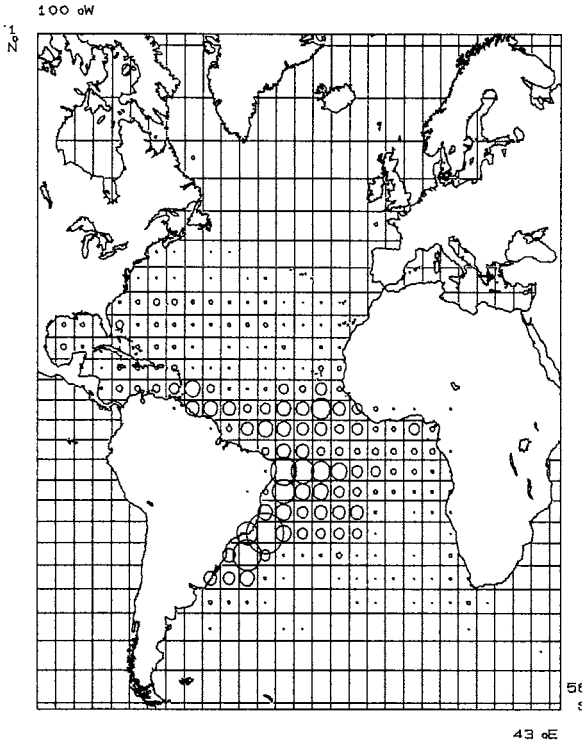


2nd Quarter

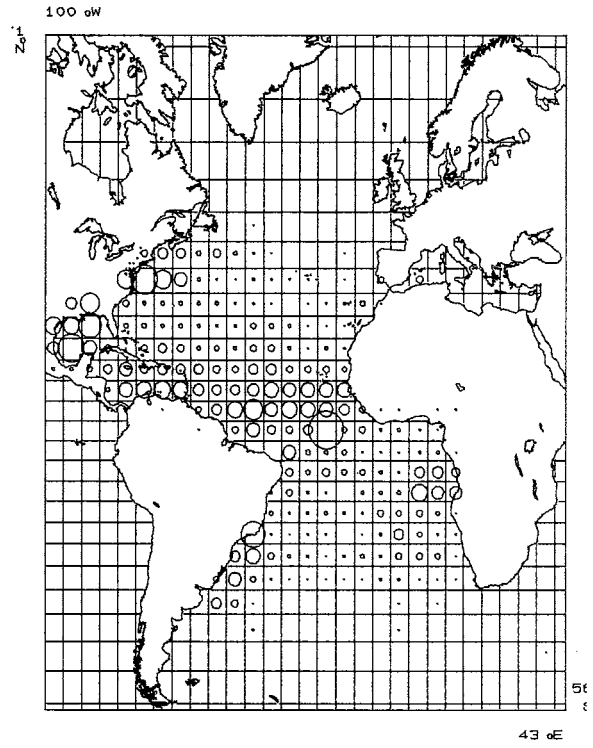


4th Quarter

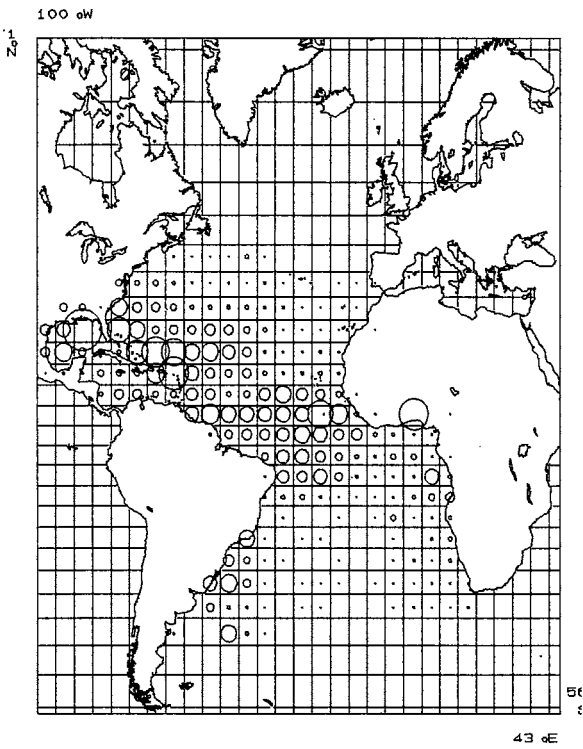
Fig. 1. Distribution of blue marlin catches throughout 1950-1994



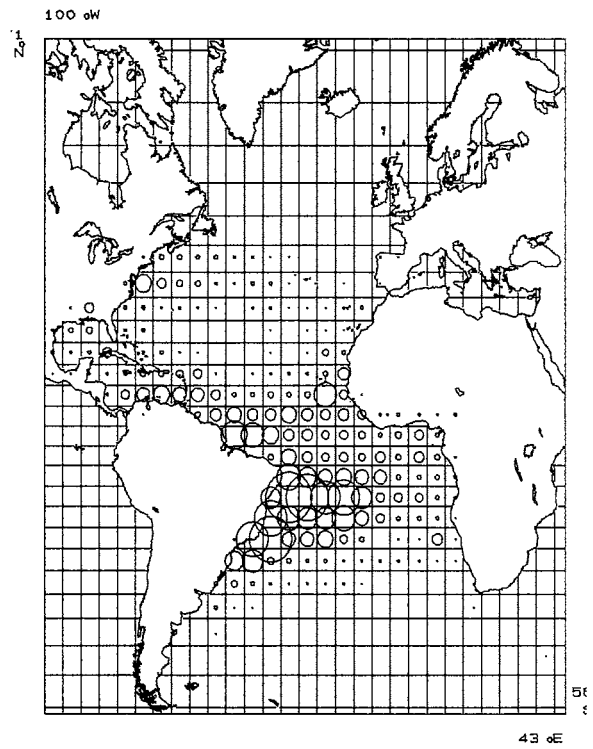
1st Quarter



3rd Quarter

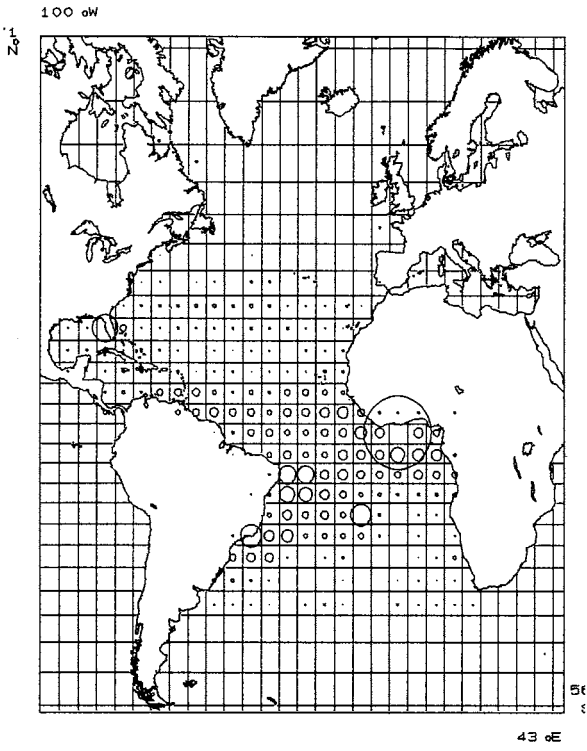


2nd Quarter

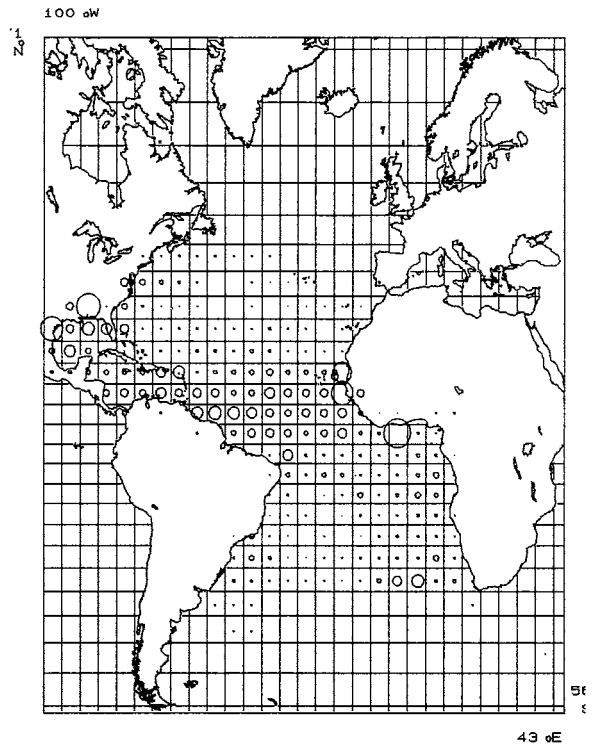


4th Quarter

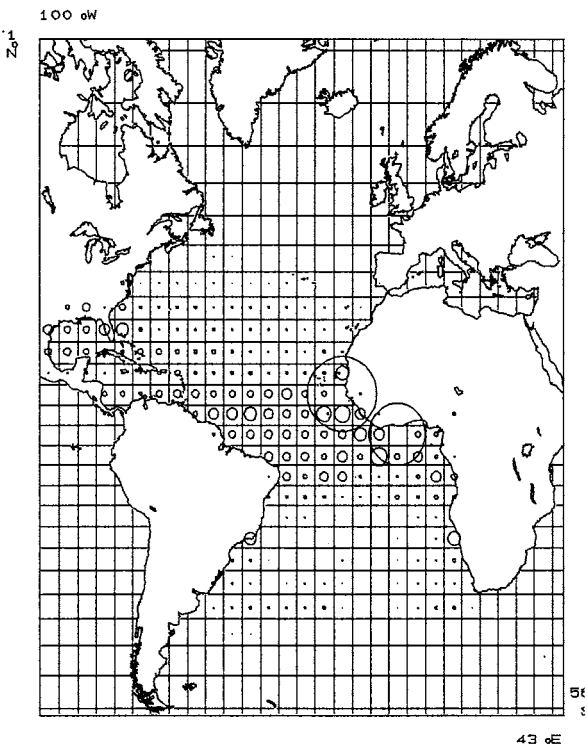
Fig. 2. Distribution of white marlin catches throughout 1950-1994



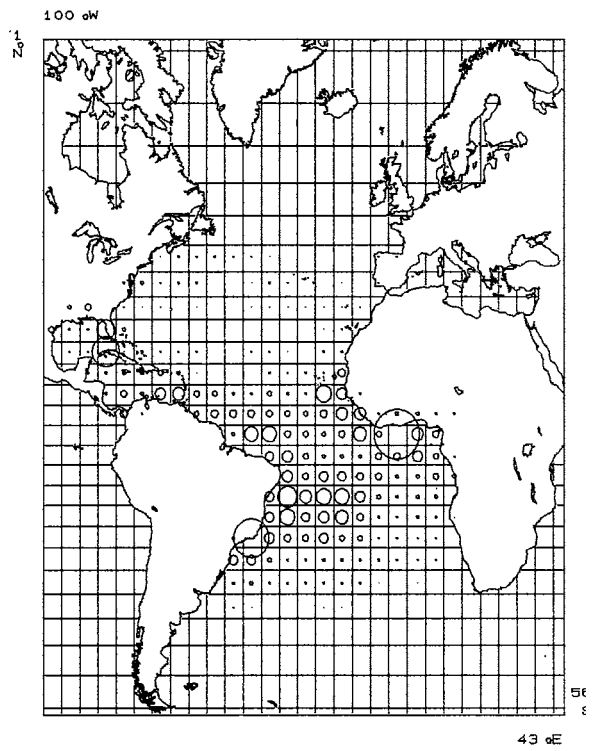
1st Quarter



3rd Quarter



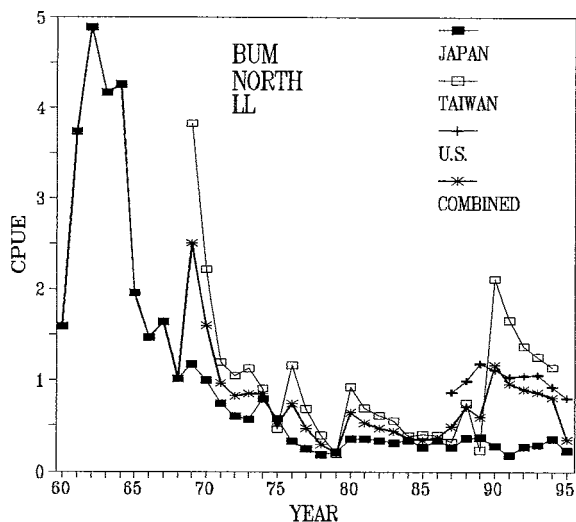
3rd Quarter



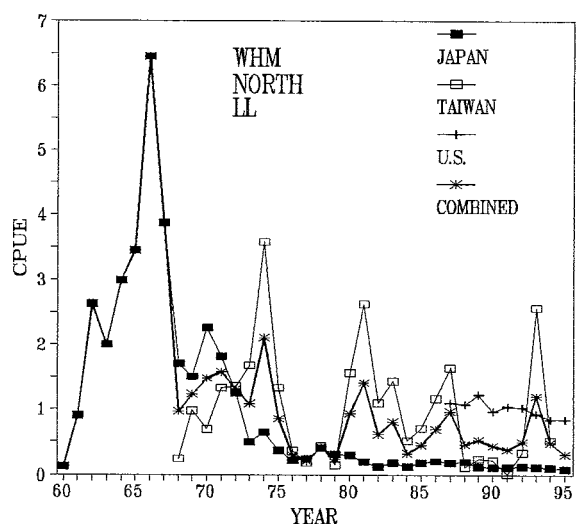
4th Quarter

Fig. 3. Distribution of sailfish catches throughout 1950-1994

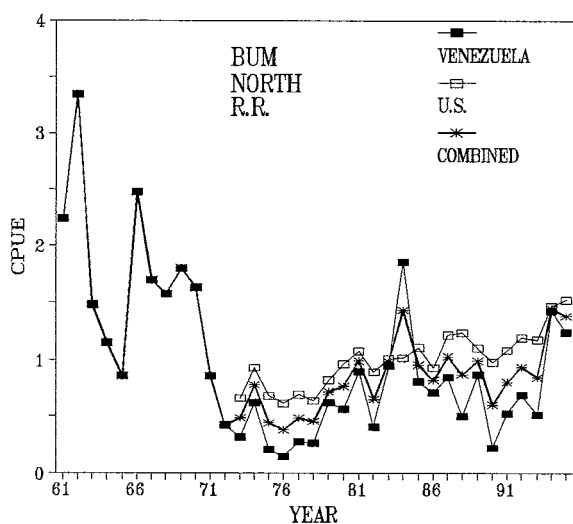
a) Blue marlin North Longline



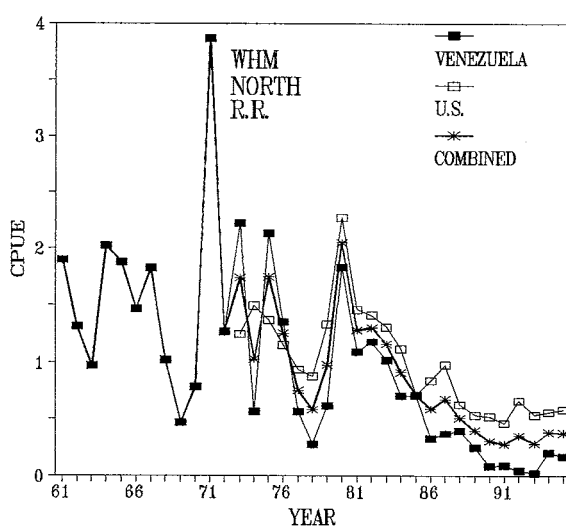
a) White marlin North Atlantic Longline



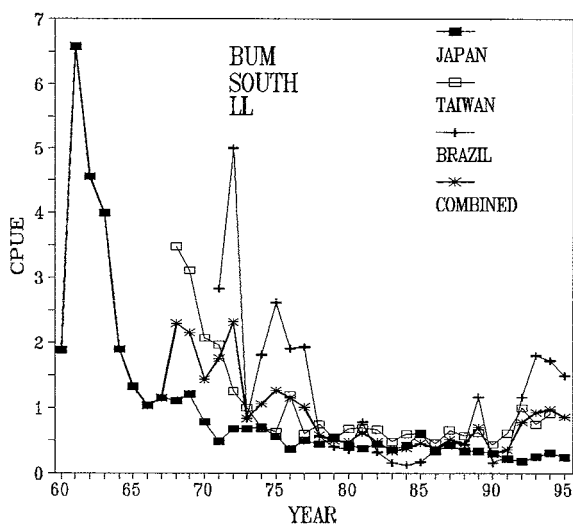
b) Blue marlin North Recreational



b) White marlin North Atlantic Recreational



c) Blue Marlin South Longline



c) White marlin South Atlantic Longline

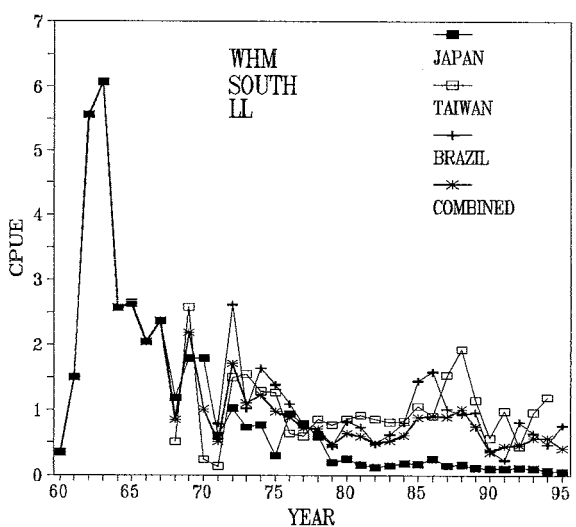


Fig. 4. Blue marlin composited relative abundance indices and component parts.

Fig. 5. Blue marlin composited relative abundance indices and component parts.

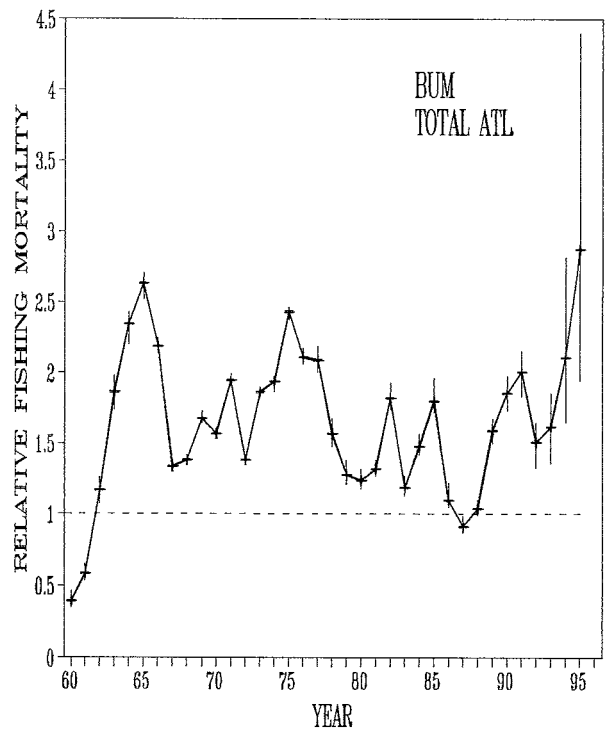
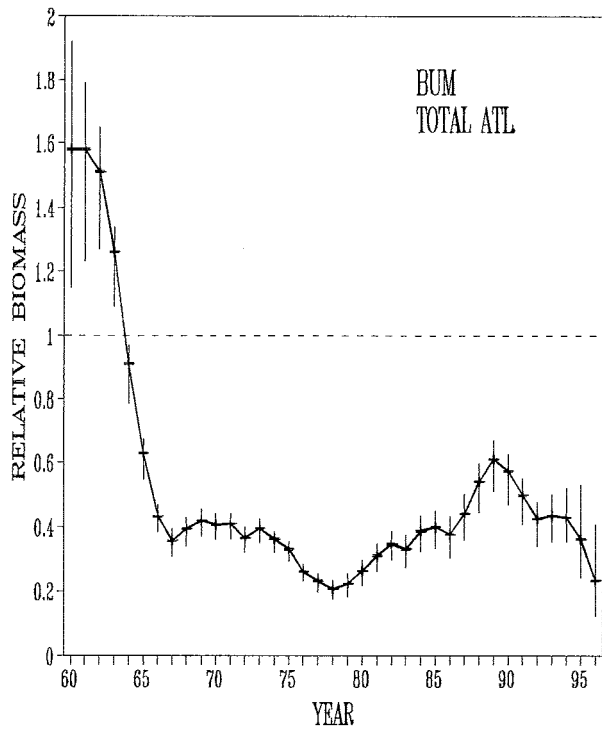


Fig. 6. Relative biomass and F/F_{msy} calculated by ASPIC model for total Atlantic blue marlin.

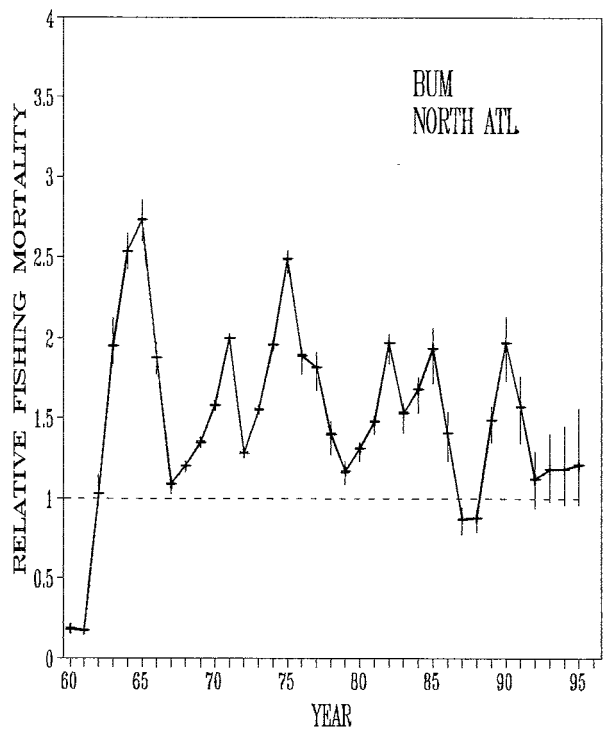
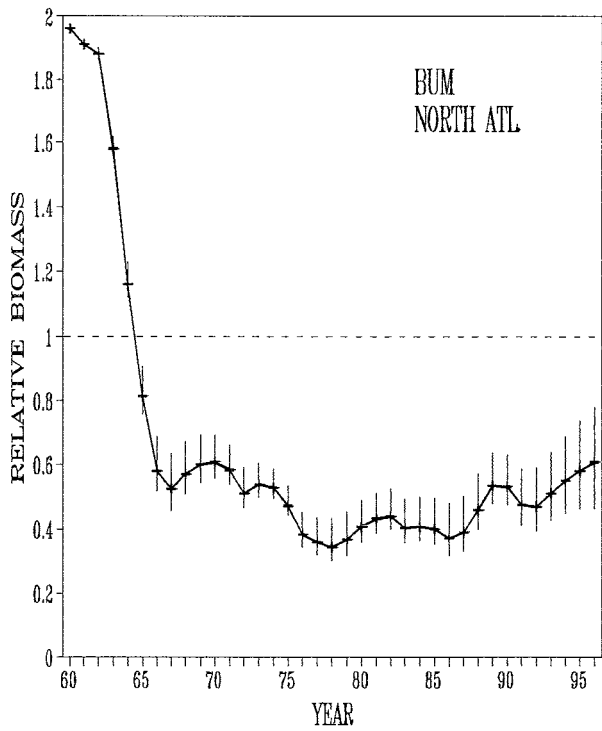


Fig. 7. Relative biomass and F/F_{msy} calculated by ASPIC model for north Atlantic blue marlin.

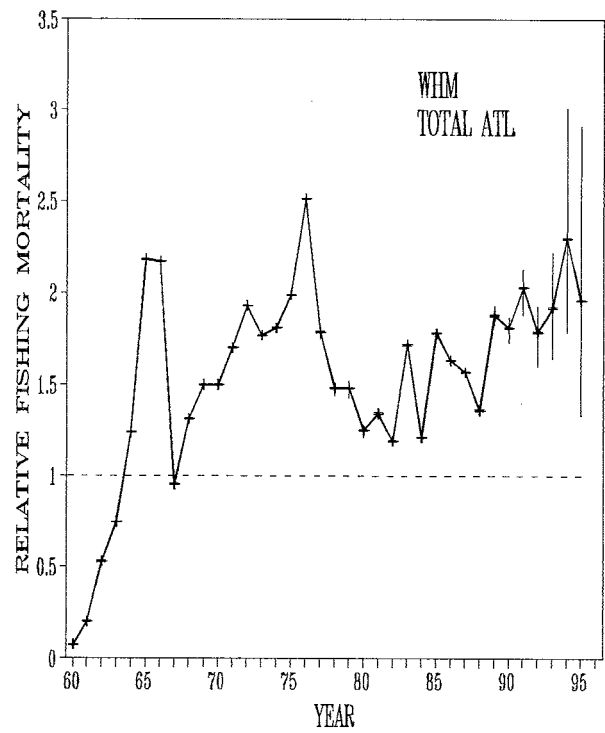
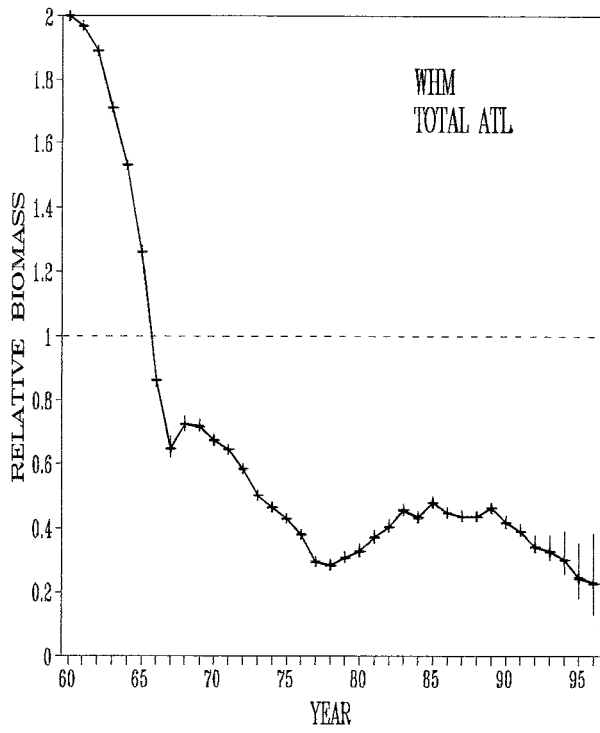


Fig. 8. Relative biomass and F/Fmsy calculated by ASPIC model for total Atlantic white marlin.

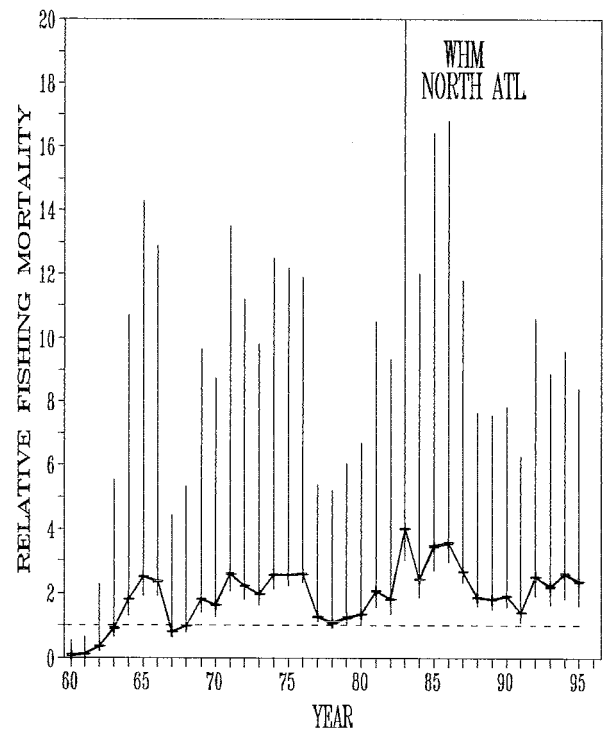
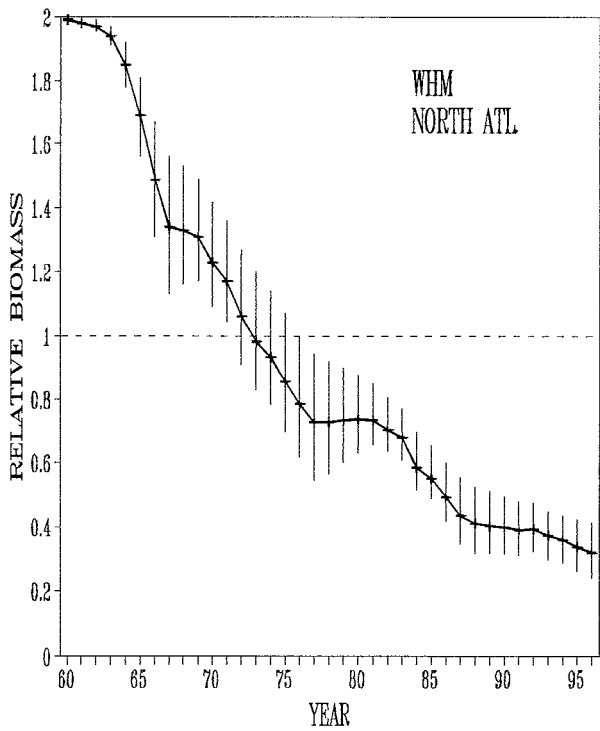


Fig. 9. Relative biomass and F/Fmsy calculated by ASPIC model for north Atlantic white marlin.

AGENDA

1. Opening of the Meeting
2. Adoption of the Agenda
3. Appointment of Chairman and meeting arrangements
4. Review of 1995 SCRS
5. Review of data base
 - A) Review of Data Preparatory Session
 - B) Task II catch and effort data
6. Biological data, including tag release/recapture files
 - A) Blue Marlin: Movement Patters
 Age and Growth
 Mortality
 Reproduction
 Stock Identification
 - B) White Marlin: Movement Patterns
 Age and Growth
 Mortality
 Reproduction
 Stock Identification
 - C) Sailfish: Movement Patterns
 Age and Growth
 Mortality
 Reproduction
 Stock Identification
7. Stock assessment analyses
 - A) Composite CPUE series for use in non-equilibrium (ASPIC) production modelling.
 - North Atlantic Longline and Recreational Composite CPUE
 - South Atlantic Longline Composite CPUE
 - B) Use of Abundance Based CPUE in Lumped Biomass Dynamics Models
 - C) Residual Patterns in the ASPIC Model Fits
 - D) Non-equilibrium Model (ASPIC) Fits
 - E) Results
8. Recommendations
9. Adoption of Report and closure of the meeting

ORDRE DU JOUR

1. Ouverture de la réunion
2. Adoption de l'Ordre du jour
3. Désignation du Président et organisation de la réunion
4. Examen du SCRS 1995
5. Examen de la base de données
 - a) Examen du rapport de la Réunion préparatoire sur les Données
 - b) Données Tâche II de prise et effort
6. Données biologiques, y compris les fichiers de marquage-récupération
 - A) Makaire bleu:
 - Schémas de migration
 - Age et croissance
 - Mortalité
 - Reproduction
 - Identification du stock
 - B) Makaire blanc:
 - Schémas de migration
 - Age et croissance
 - Mortalité
 - Reproduction
 - Identification du stock
 - C) Voilier :
 - Schémas de migration
 - Age et croissance
 - Mortalité
 - Reproduction
 - Identification du stock
7. Analyses d'évaluation des stocks
 - A) Séries composites de CPUE destinées aux modèles de production non équilibrés (ASPIC)
 - CPUE composite des pêcheries palangrière et sportive de l'Atlantique Nord
 - CPUE composite de la pêche palangrière dans l'Atlantique Sud
 - B) Utilisation de la CPUE basée sur l'abondance dans les modèles de dynamique de la biomasse globale
 - C) Modèles résiduels dans les ajustements du modèle ASPIC
 - D) Ajustements du modèle de production non équilibré (ASPIC)
 - E) Résultats
8. Recommandations
9. Adoption du rapport et clôture de la réunion

ORDEN DEL DÍA

1. Apertura de la reunión.
2. Adopción del Orden del día.
3. Nombramiento de Presidente y organización de la reunión.
4. Examen del SCRS 1995.
5. Examen de la base de datos.
 - A) Examen de la Sesión Preparatoria de Datos.
 - B) Datos de captura y esfuerzo de la Tarea II.
6. Datos biológicos, incluyendo ficheros de marcado/recaptura de marcas.
 - A) Aguja Azul:
 - Esquemas de movimiento
 - Edad y crecimiento
 - Mortalidad
 - Reproducción
 - Identificación de stock
 - B) Aguja Blanca:
 - Esquemas de movimiento
 - Edad y crecimiento
 - Mortalidad
 - Reproducción
 - Identificación de stock
 - C) Pez Vela:
 - Esquemas de movimiento
 - Edad y crecimiento
 - Mortalidad
 - Reproducción
 - Identificación de stock
7. Análisis de evaluación de stock.
 - A) Series compuestas de CPUE para su empleo en modelos de producción para situación de no equilibrio (ASPIC)
 - CPUE compuesta del palangre y de la pesquería de recreo del Atlántico norte
 - CPUE compuesta del palangre del Atlántico sur
 - B) Utilización de CPUE Basada en la Abundancia en Modelos Dinámicos de Biomasa Agrupada.
 - C) Esquemas Residuales en los Ajustes del Modelo ASPIC.
 - D) Ajustes del Modelo (ASPIC) para situación de no equilibrio.
 - E) Resultados
8. Recomendaciones
9. Adopción del Informe y clausura de la reunión.

**LIST OF PARTICIPANTS
LISTE DES PARTICIPANTS
LISTA DE PARTICIPANTES**

**Member Countries
Pays Membres
Países Miembros**

BRAZIL/ BRESIL/ BRASIL

DE AMORIM, Alberto F.
Instituto de Pesca
Av. Bartolomeu de Gusmao, 192
11030-906 Santos-SP

JAPAN/ JAPON

SUZUKI, Ziro
National Research Institute
of Far Seas Fisheries
5-7-1 Orido, Shimuzu 424
Shizuoka

UOSAKI, Kojo
National Research Institute
of Far Seas Fisheries
5-7-1 Orido, Shimuzu-shi 424
Shizuoka

UOZUMI, Yuji
National Research Institute of
Far Seas Fisheries
5-7-1 Orido, Shimuzu-shi 424
Shizuoka

KOREA/ COREE/ COREA

KIM, Jong Bim
National Fisheries Research &
Development Agency
408-1 Sirang-Ri Kijang-Up Kijang-County
Pusan 616-800

***UNITED KINGDOM (BERMUDA)/
ROYAUME UNI (BERMUDES)
REINO UNIDO (BERMUDA)***

LUCKHURST, Brian
Division of Fisheries
P. O. Box CR52
Crawl CRBX, Bermuda

***UNITED STATES/ ETATS UNIS/
ESTADOS UNIDOS***

AROCHA, Freddy
Rosenstiel School of Marine &
Atmospheric Sciences
4600 Rickenbacker Causeway
Miami, FL 33149

AVRIGIAN, Anna
National Marine Fisheries Service
3500 Delwood Beach Road
Panama City, FL 32408

FARBER, Mark I.
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

GOODYEAR, Phil
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

GRAVES, John
School of Marine Science
College of William and Mary
Gloucester Point, VA 23062

HINMAN, Ken
National Coalition for Marine Conservation
3 West Market Street
Leesburg, VA 20176

HOEY, John J.
National Fisheries Institute
1901 N. Fort Myer Drive (Suite 700)
Arlington, VA 22209

JACKSON, Thomas, L
Rosenstiel School of Marine &
Atmospheric Sciences
4600 Rickenbacker Causeway
Miami, FL 33149

JONES, Christopher D.
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

JUDGE, Michael T.
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Dr.
Miami, FL 33149

NELSON, Russell
Florida Marine Fisheries Commission
2540 Executive Center Circle, West
Tallahassee, FL 32301

ORTIZ, Mauricio
Rosenstiel School of Marine &
Atmospheric Sciences
4600 Rickenbacker Causeway
Miami, FL 33149

PEEL, Ellen M.
The Billfish Foundation
P. O. Box 8787
Ft. Lauderdale, FL 33310-8787

POWERS, Joseph E.
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

PRINCE, Eric D.
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

SCOTT, Gerald
Southeast Fisheries Science Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, FL 33149

VENEZUELA

ALIO, Jose J.
FONAIAP
Ministry of Agriculture
P. O. Box 236
Cumana, Venezuela 6101

OBSERVERS / OBSERVATEURS / OBSERVADORES

NATIONAL TAIWAN UNIVERSITY

HSU, Chien-Chung
National Taiwan University
Institute of Oceanography
P. O. Box 23-13
Taipei

ICCAT SECRETARIAT / SECRÉTARIAT ICCAT / SECRETARIA DE ICCAT

KEBE, Papa (Systems Analyst)
MIYAKE, Peter M. (Assistant Executive Secretary)

ICCAT
c/ Corazón de María 8-6º
28002 Madrid
Spain

**LIST OF DOCUMENTS
LISTE DE DOCUMENTS
LISTA DE DOCUMENTOS**

- *SCRS/96/90 Progress of the ICCAT Enhanced Research Program for Billfish in the western Atlantic Ocean during 1996 - Prince, E.D.
- SCRS/96/91 Analysis of Bermuda's marlin fishery. Catches of blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) during the period 1975-1995 with comments on fishing effort and tagging - Luckhurst, B.E.
- SCRS/96/93 The CPUE trend for Atlantic blue marlin caught by Japanese longline fishery - Uosaki, K.
- SCRS/96/94 Standardization of CPUE for white marlin caught by Japanese longline fishery in the Atlantic - Uozumi, Y.
- SCRS/96/95 Recent status of the Japanese longline fishery in the Atlantic Ocean laying stress on billfish catches - Uozumi, K.
- SCRS/96/96 The cooperative tagging center mark-recapture database for *Istiophoridae* (1954-1995), with an analysis of the west Atlantic ICCAT billfish tagging program - Jones, C.D., E.D. Prince
- SCRS/96/97 Pelagic longline billfish by-catch - Cramer, J.
- SCRS/96/98 Summary of at-sea sampling of the western Atlantic Ocean, 1987-1995, by industrial longline vessels fishing out of the port of Cumana, Venezuela: ICCAT Enhanced Research Program for Billfish 1987-1995 - Jackson, T.L., M.I. Farber
- SCRS/96/99 Demography of billfishes incidentally caught by the Korean tuna fisheries in the Atlantic Ocean - Kim, J.B., D.Y. Moon, S.J. Hwang
- SCRS/96/100 A review of catches, fishing efforts and catch per unit effort of Taiwanese longline fishery for billfishes in the Atlantic - Hsu, C.C.
- SCRS/96/101 Blue marlin (*Makaira nigricans*) and white marlin (*Tetrapturus albidus*) caught off Brazilian coast - Amorim, A.F., C.A. Arfelli, J.N. Antero-Silva, L. Fagundes, F.E.S. Costa, R. Assumpção
- SCRS/96/102 Report on the 1994 Florida Taxidermist Voluntary Survey from Cape Canaveral to Key West - Judge, M.T., M.I. Farber
- SCRS/96/103 A summary of the Billfish Foundation's tagging program (1990-1996) - Peel, E.M., J. Rice, M.A. Ortiz, C.D. Jones
- SCRS/96/104 Standardization of recreational CPUE for blue and white marlin in the western North Atlantic Ocean 1973-1995 - Jones, C.D., M.T. Judge, M.A. Ortiz
- SCRS/96/105 Billfish tournament off Cabo Frio, Rio de Janeiro, Brazil - Pimenta, E.G., F.R. Marques, J.C. Cordeiro, J. Guilherme
- SCRS/96/106 An evaluation of the National Marine Recreational Fishery Statistics Survey (MRFSS) estimates of sailfish catch - Nelson, R.S., M.I. Farber
- SCRS/96/107 Population genetic structure of Atlantic Istiophorid billfishes - Graves, J.E., J.R. McDowell

- SCRS/96/108 A report documenting the calculations for estimating the Florida sailfish catch in 1994 using the National Marine Recreational Fishery Statistics Survey (MRFSS) - Farber, M.I.
- SCRS/96/109 Trends in the recreational billfish fishery CPUE off Playa Grande (1961-1995), central Venezuelan coast - Gaertner, D., J.J. Alió
- SCRS/96/110 Large pelagic logbook catch rate indices for billfish - Cramer, J.
- SCRS/96/159 Exploratory stock-production model analysis of blue marlin and white marlin the South Atlantic Ocean - Jones, C.D., M.I. Farber
- SCRS/96/170* Enhanced Research ICCAT Program for Billfish : detailed report from Senegal /period from May to July 1996) - Diouf, T.

* not published in this volume

**NON-EQUILIBRIUM PRODUCTION MODEL RESULTS
FOR BLUE MARLIN AND WHITE MARLIN**

**RESULTATS DU MODELE DE PRODUCTION NON-EQUILIBRE
POUR LE MAKAIRE BLEU ET LA MAKAIRE BLANC**

**RESULTADOS DEL MODELO DE PRODUCCION DE NO EQUILIBRIO
PARA LA AGUJA AZUL Y AGUJA BLANCA**

APPENDIX RESULTS- Non-equilibrium Production Model Results for Blue and White Marlins

Combined Atlantic Blue Marlin: 1960-1995

Combined Atlantic Blue Marlin: 1960-1995

Page 1
01 Aug 1996 at 14:32
BOT Mode

ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 3.61)

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)

Number of years analyzed:	36	Number of bootstrap trials:	2000
Number of data series:	3	Lower bound on MSY:	1.000E+00
Objective function computed:	in EFFORT	Upper bound on MSY:	1.500E+04
Relative conv. criterion (simplex):	1.000E-08	Lower bound on r:	2.000E-01
Relative conv. criterion (restart):	5.000E-08	Upper bound on r:	1.000E+00
Relative conv. criterion (effort):	1.000E-04	Random number seed:	1964185
Maximum F allowed in fitting:	8.000	Monte Carlo search trials:	3000

PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

code 50

Converged but many restarts. SSE may have local minima.
Another run with new starting estimates and/or seed is recommended.

CORRELATION AMONG INPUT SERIES EXPRESSED AS CPUE (NUMBER OF PAIRWISE OBSERVATIONS BELOW)

1 All LL Combined BUM North	1.000		
	35		
2 All Rec Combined North BUM #2	.693	1.000	
	33	34	
3 Total Combined CPUE BUM South	.812	.665	1.000
	34	33	35
	1	2	3

GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING FOR NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS

Loss component number and title	Weighted SSE	N	Weighted MSE	Current weight	Suggested weight	R-squared in CPUE
Loss(-1) SSE in yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty for BIR > 2	0.000E+00	1	N/A	5.000E+08	N/A	
Loss(1) All LL Combined BUM North	9.405E+00	35	2.850E-01	1.000E+00	8.665E-01	.487
Loss(2) All Rec Combined North BUM #2	5.203E+00	34	1.626E-01	1.000E+00	1.519E+00	.407
Loss(3) Total Combined CPUE BUM South	1.295E+01	35	3.925E-01	1.000E+00	6.293E-01	.514

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 2.75597875E+01

Number of restarts required for convergence: 17
Est. B-ratio coverage index (0 worst, 2 best): 1.3652
Est. B-ratio nearness index (0 worst, 1 best): 1.0000

MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Starting guess	Estimated	User guess
BIR Biomass ratio in 60	1.566E+00	1.800E+00	1	1
MSY Maximum sustainable yield	4.431E+03	4.300E+03	1	1
r Intrinsic rate of increase	6.438E-01	6.000E-01	1	1
..... Catchability coefficients by fishery:				
q(1) All LL Combined BUM North	1.377E-04	1.300E-04	1	1
q(2) All Rec Combined North BUM #2	1.552E-04	1.400E-04	1	1
q(3) Total Combined CPUE BUM South	1.601E-04	1.500E-04	1	1

MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Formula
MSY Maximum sustainable yield	4.431E+03	Kr/4
K Maximum stock biomass	2.753E+04	
Bmsy Stock biomass at MSY	1.376E+04	K/2
Fmsy Fishing mortality at MSY	3.219E-01	r/2
F(0.1) Management benchmark	2.897E-01	0.9*Fmsy
Y(0.1) Equilibrium yield at F(0.1)	4.386E+03	0.99*MSY
B-ratio Ratio of B(96) to Bmsy	2.934E-01	
F-ratio Ratio of F(95) to Fmsy	2.595E+00	
Y-ratio Proportion of MSY avail in 96	5.007E-01	2*Br-Br^2 Ye(96) = 2.218E+03
..... Fishing effort at MSY in units of each fishery:		
fmsy(1) All LL Combined BUM North	2.337E+03	r/2q(1) f(0.1) = 2.104E+03
fmsy(2) All Rec Combined North BUM #2	2.073E+03	r/2q(2) f(0.1) = 1.866E+03
fmsy(3) Total Combined CPUE BUM South	2.011E+03	r/2q(3) f(0.1) = 1.810E+03

ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)

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	60	.130	2.156E+04	2.165E+04	2.815E+03	2.815E+03	2.977E+03	4.040E-01	1.566E+00
2	61	.193	2.172E+04	2.121E+04	4.083E+03	4.083E+03	3.134E+03	5.982E-01	1.578E+00
3	62	.388	2.077E+04	1.884E+04	7.308E+03	7.308E+03	3.805E+03	1.205E+00	1.509E+00
4	63	.616	1.727E+04	1.468E+04	9.037E+03	9.037E+03	4.369E+03	1.912E+00	1.255E+00
5	64	.765	1.260E+04	1.048E+04	8.010E+03	8.010E+03	4.149E+03	2.375E+00	9.155E-01
6	65	.849	8.741E+03	7.253E+03	6.155E+03	6.155E+03	3.425E+03	2.636E+00	6.351E-01
7	66	.706	6.011E+03	5.462E+03	3.859E+03	3.859E+03	2.817E+03	2.195E+00	4.367E-01
8	67	.430	4.969E+03	5.209E+03	2.240E+03	2.240E+03	2.718E+03	1.336E+00	3.610E-01
9	68	.446	5.447E+03	5.634E+03	2.515E+03	2.515E+03	2.884E+03	1.387E+00	3.957E-01
10	69	.540	5.816E+03	5.729E+03	3.091E+03	3.091E+03	2.921E+03	1.676E+00	4.226E-01
11	70	.506	5.646E+03	5.662E+03	2.864E+03	2.864E+03	2.895E+03	1.572E+00	4.102E-01
12	71	.627	5.677E+03	5.374E+03	3.367E+03	3.367E+03	2.784E+03	1.946E+00	4.124E-01
13	72	.447	5.094E+03	5.287E+03	2.366E+03	2.366E+03	2.750E+03	1.390E+00	3.701E-01
14	73	.605	5.478E+03	5.249E+03	3.177E+03	3.177E+03	2.734E+03	1.881E+00	3.979E-01
15	74	.629	5.035E+03	4.793E+03	3.016E+03	3.016E+03	2.548E+03	1.955E+00	3.658E-01
16	75	.784	4.567E+03	4.061E+03	3.185E+03	3.185E+03	2.227E+03	2.436E+00	3.318E-01
17	76	.678	3.609E+03	3.409E+03	2.310E+03	2.310E+03	1.922E+03	2.105E+00	2.622E-01
18	77	.666	3.221E+03	3.072E+03	2.047E+03	2.047E+03	1.757E+03	2.070E+00	2.340E-01
19	78	.494	2.931E+03	3.051E+03	1.506E+03	1.506E+03	1.746E+03	1.533E+00	2.129E-01
20	79	.404	3.171E+03	3.442E+03	1.390E+03	1.390E+03	1.938E+03	1.255E+00	2.304E-01
21	80	.393	3.720E+03	4.031E+03	1.585E+03	1.585E+03	2.214E+03	1.222E+00	2.702E-01
22	81	.419	4.349E+03	4.619E+03	1.933E+03	1.933E+03	2.474E+03	1.300E+00	3.159E-01
23	82	.578	4.890E+03	4.778E+03	2.760E+03	2.760E+03	2.542E+03	1.795E+00	3.552E-01
24	83	.376	4.671E+03	5.048E+03	1.896E+03	1.896E+03	2.653E+03	1.167E+00	3.394E-01
25	84	.471	5.428E+03	5.548E+03	2.615E+03	2.615E+03	2.852E+03	1.464E+00	3.943E-01
26	85	.570	5.665E+03	5.509E+03	3.139E+03	3.139E+03	2.836E+03	1.770E+00	4.115E-01
27	86	.348	5.362E+03	5.825E+03	2.025E+03	2.025E+03	2.955E+03	1.080E+00	3.896E-01
28	87	.289	6.292E+03	6.956E+03	2.008E+03	2.008E+03	3.343E+03	8.968E-01	4.571E-01
29	88	.332	7.627E+03	8.125E+03	2.700E+03	2.700E+03	3.685E+03	1.032E+00	5.541E-01
30	89	.511	8.612E+03	8.342E+03	4.261E+03	4.261E+03	3.742E+03	1.587E+00	6.257E-01
31	90	.594	8.094E+03	7.586E+03	4.503E+03	4.503E+03	3.536E+03	1.844E+00	5.880E-01
32	91	.638	7.127E+03	6.610E+03	4.216E+03	4.216E+03	3.231E+03	1.982E+00	5.178E-01
33	92	.472	6.142E+03	6.227E+03	2.936E+03	2.936E+03	3.102E+03	1.465E+00	4.462E-01
34	93	.505	6.308E+03	6.281E+03	3.173E+03	3.173E+03	3.121E+03	1.569E+00	4.583E-01
35	94	.644	6.256E+03	5.839E+03	3.758E+03	3.758E+03	2.961E+03	1.999E+00	4.545E-01
36	95	.835	5.459E+03	4.700E+03	3.926E+03	3.926E+03	2.505E+03	2.595E+00	3.966E-01
37	96		4.038E+03						2.934E-01

RESULTS FOR DATA SERIES # 1 (NON-BOOTSTRAPPED)

All LL Combined BUM North

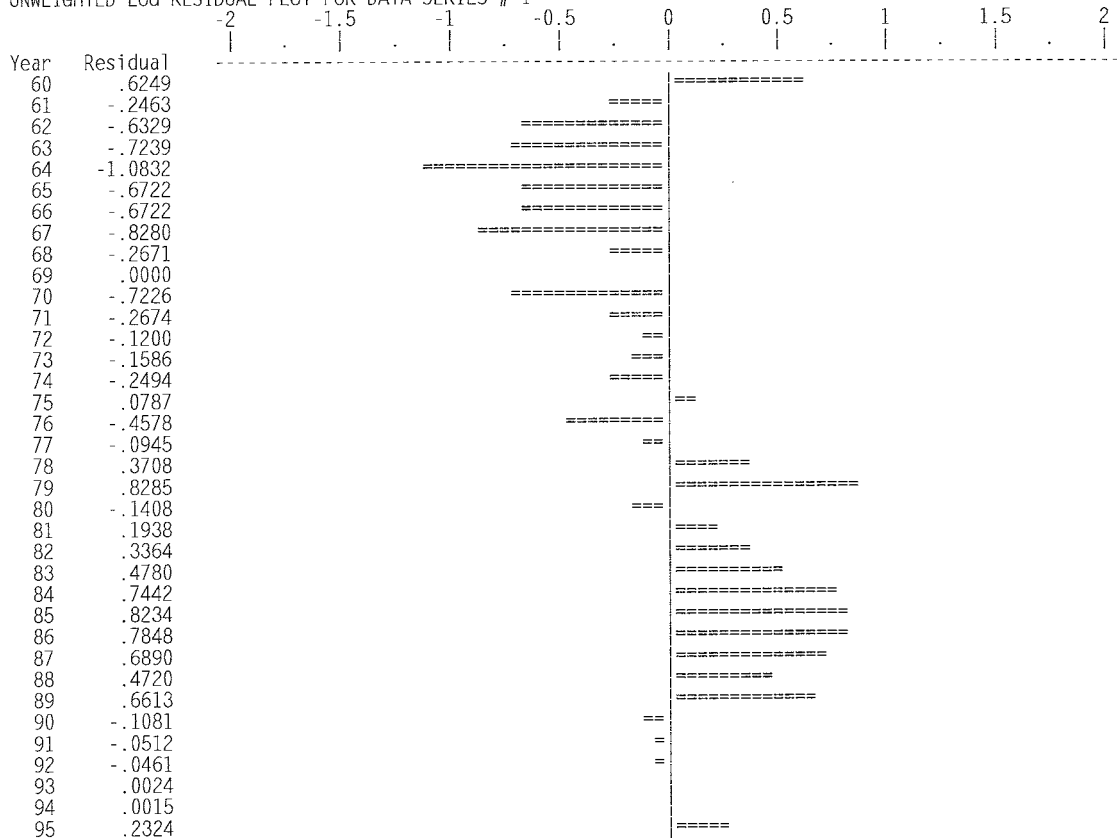
Data type CC: CPUE-catch series

Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	60	3.641E+02	1.949E+02	.0268	5.810E+02	5.810E+02	.62489	0.000E+00
2	61	1.421E+02	1.818E+02	.0250	5.310E+02	5.310E+02	-.24634	0.000E+00
3	62	6.818E+02	1.284E+03	.1768	3.331E+03	3.331E+03	-.63293	0.000E+00
4	63	1.201E+03	2.478E+03	.3413	5.010E+03	5.010E+03	-.72390	0.000E+00
5	64	1.090E+03	3.220E+03	.4434	4.645E+03	4.645E+03	-1.08319	0.000E+00
6	65	1.798E+03	3.521E+03	.4849	3.517E+03	3.517E+03	-.67216	0.000E+00
7	66	1.279E+03	2.505E+03	.3449	1.884E+03	1.884E+03	-.67217	0.000E+00
8	67	5.908E+02	1.352E+03	.1862	9.700E+02	9.700E+02	-.82803	0.000E+00
9	68	1.191E+03	1.556E+03	.2142	1.207E+03	1.207E+03	-.26705	0.000E+00
10	69	*	1.759E+03	.2423	1.388E+03	1.388E+03	.00000	0.000E+00
11	70	1.018E+03	2.097E+03	.2888	1.635E+03	1.635E+03	-.72256	0.000E+00
12	71	2.034E+03	2.658E+03	.3660	1.967E+03	1.967E+03	-.26742	0.000E+00
13	72	1.367E+03	1.541E+03	.2122	1.122E+03	1.122E+03	-.12002	0.000E+00
14	73	1.660E+03	1.945E+03	.2679	1.406E+03	1.406E+03	-.15856	0.000E+00
15	74	1.983E+03	2.545E+03	.3505	1.680E+03	1.680E+03	-.24945	0.000E+00
16	75	3.547E+03	3.279E+03	.4516	1.834E+03	1.834E+03	.07866	0.000E+00
17	76	1.482E+03	2.343E+03	.3227	1.100E+03	1.100E+03	-.45781	0.000E+00
18	77	2.062E+03	2.267E+03	.3122	9.590E+02	9.590E+02	-.09448	0.000E+00
19	78	2.345E+03	1.618E+03	.2229	6.800E+02	6.800E+02	.37078	0.000E+00
20	79	2.845E+03	1.243E+03	.1711	5.890E+02	5.890E+02	.82847	0.000E+00
21	80	1.222E+03	1.407E+03	.1938	7.810E+02	7.810E+02	-.14075	0.000E+00
22	81	1.838E+03	1.514E+03	.2085	9.630E+02	9.630E+02	.19381	0.000E+00
23	82	2.830E+03	2.021E+03	.2784	1.330E+03	1.330E+03	.33639	0.000E+00
24	83	2.374E+03	1.472E+03	.2027	1.023E+03	1.023E+03	.47800	0.000E+00
25	84	3.118E+03	1.482E+03	.2040	1.132E+03	1.132E+03	.74423	0.000E+00
26	85	3.925E+03	1.723E+03	.2373	1.307E+03	1.307E+03	.82337	0.000E+00
27	86	2.352E+03	1.073E+03	.1478	8.610E+02	8.610E+02	.78476	0.000E+00
28	87	1.168E+03	5.866E+02	.0808	5.620E+02	5.620E+02	.68897	0.000E+00
29	88	9.499E+02	5.925E+02	.0816	6.630E+02	6.630E+02	.47196	0.000E+00
30	89	2.245E+03	1.159E+03	.1596	1.331E+03	1.331E+03	.66127	0.000E+00
31	90	1.631E+03	1.817E+03	.2502	1.898E+03	1.898E+03	-.10815	0.000E+00
32	91	1.468E+03	1.545E+03	.2127	1.406E+03	1.406E+03	-.05115	0.000E+00
33	92	1.118E+03	1.171E+03	.1612	1.004E+03	1.004E+03	-.04614	0.000E+00
34	93	1.302E+03	1.299E+03	.1789	1.124E+03	1.124E+03	.00235	0.000E+00
35	94	1.448E+03	1.446E+03	.1992	1.163E+03	1.163E+03	.00146	0.000E+00
36	95	2.610E+03	2.069E+03	.2849	1.339E+03	1.339E+03	.23245	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).
Combined Atlantic Blue Marlin: 1960-1995

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 1



RESULTS FOR DATA SERIES # 2 (NON-BOOTSTRAPPED)

All Rec Combined North BUM #2

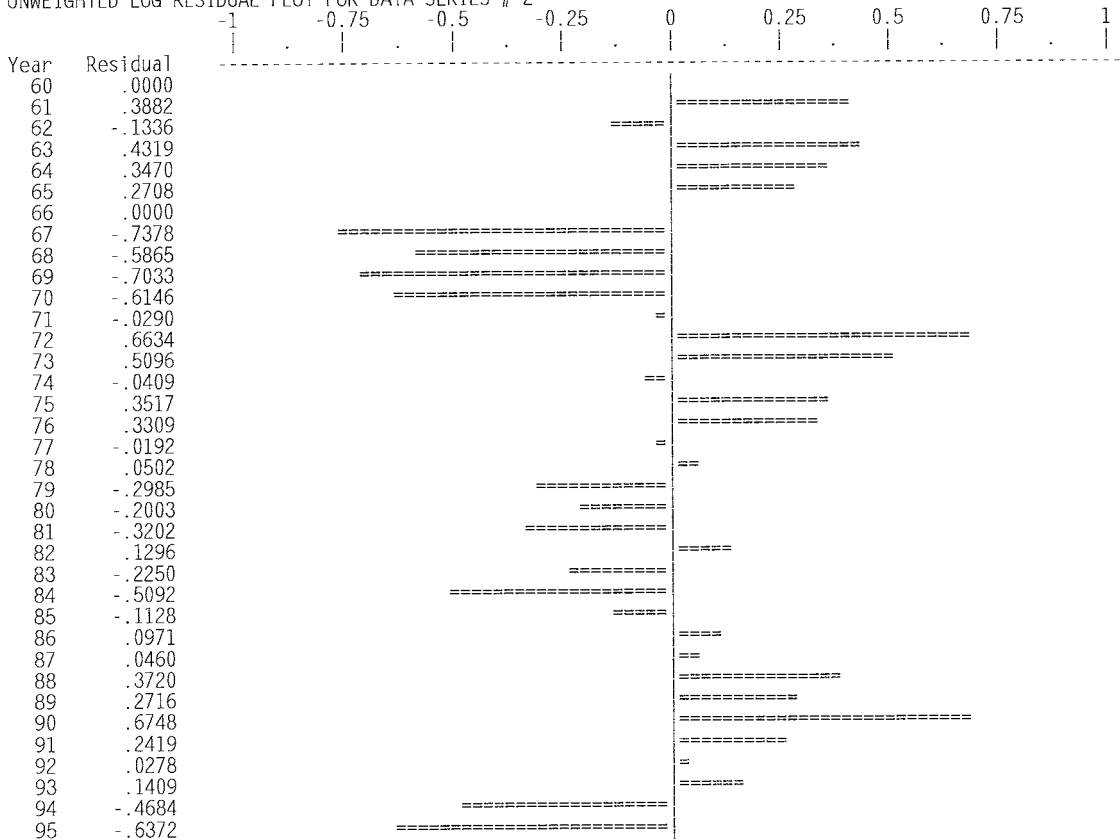
Data type CC: CPUE-catch series

Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in Log effort	Resid in yield
1	60	*	3.065E+01	.0048	1.030E+02	1.030E+02	.00000	0.000E+00
2	61	5.464E+01	3.706E+01	.0058	1.220E+02	1.220E+02	.38815	0.000E+00
3	62	3.620E+01	4.137E+01	.0064	1.210E+02	1.210E+02	-.13360	0.000E+00
4	63	8.853E+01	5.748E+01	.0089	1.310E+02	1.310E+02	.43186	0.000E+00
5	64	1.427E+02	1.008E+02	.0157	1.640E+02	1.640E+02	.34698	0.000E+00
6	65	1.921E+02	1.465E+02	.0227	1.650E+02	1.650E+02	.27081	0.000E+00
7	66	*	1.840E+02	.0286	1.560E+02	1.560E+02	.00000	0.000E+00
8	67	1.200E+02	2.510E+02	.0390	2.030E+02	2.030E+02	-.73784	0.000E+00
9	68	1.107E+02	1.990E+02	.0309	1.740E+02	1.740E+02	-.58655	0.000E+00
10	69	1.185E+02	2.395E+02	.0372	2.130E+02	2.130E+02	-.70334	0.000E+00
11	70	1.292E+02	2.389E+02	.0371	2.100E+02	2.100E+02	-.61462	0.000E+00
12	71	2.131E+02	2.194E+02	.0341	1.830E+02	1.830E+02	-.02899	0.000E+00
13	72	4.565E+02	2.351E+02	.0365	1.930E+02	1.930E+02	.66340	0.000E+00
14	73	4.290E+02	2.577E+02	.0400	2.100E+02	2.100E+02	.50964	0.000E+00
15	74	3.045E+02	3.172E+02	.0492	2.360E+02	2.360E+02	-.04093	0.000E+00
16	75	5.456E+02	3.838E+02	.0596	2.420E+02	2.420E+02	.35167	0.000E+00
17	76	6.999E+02	5.027E+02	.0780	2.660E+02	2.660E+02	.33094	0.000E+00
18	77	6.088E+02	6.207E+02	.0963	2.960E+02	2.960E+02	-.01924	0.000E+00
19	78	6.571E+02	6.249E+02	.0970	2.960E+02	2.960E+02	.05019	0.000E+00
20	79	4.124E+02	5.559E+02	.0863	2.970E+02	2.970E+02	-.29849	0.000E+00
21	80	3.885E+02	4.746E+02	.0737	2.970E+02	2.970E+02	-.20034	0.000E+00
22	81	3.028E+02	4.170E+02	.0647	2.990E+02	2.990E+02	-.32020	0.000E+00
23	82	4.559E+02	4.004E+02	.0622	2.970E+02	2.970E+02	.12961	0.000E+00
24	83	1.957E+02	2.450E+02	.0380	1.920E+02	1.920E+02	-.22495	0.000E+00
25	84	1.375E+02	2.287E+02	.0355	1.970E+02	1.970E+02	-.50921	0.000E+00
26	85	1.588E+02	1.777E+02	.0276	1.520E+02	1.520E+02	-.11276	0.000E+00
27	86	2.327E+02	2.112E+02	.0328	1.910E+02	1.910E+02	.09706	0.000E+00
28	87	1.610E+02	1.537E+02	.0239	1.660E+02	1.660E+02	.04601	0.000E+00
29	88	2.254E+02	1.554E+02	.0241	1.960E+02	1.960E+02	.37205	0.000E+00
30	89	2.280E+02	1.737E+02	.0270	2.250E+02	2.250E+02	.27161	0.000E+00
31	90	7.170E+01	3.651E+01	.0057	4.300E+01	4.300E+01	.67478	0.000E+00
32	91	6.827E+01	5.360E+01	.0083	5.500E+01	5.500E+01	.24188	0.000E+00
33	92	8.722E+01	8.483E+01	.0132	8.200E+01	8.200E+01	.02778	0.000E+00
34	93	1.311E+02	1.138E+02	.0177	1.110E+02	1.110E+02	.14087	0.000E+00
35	94	1.077E+02	1.721E+02	.0267	1.560E+02	1.560E+02	-.46840	0.000E+00
36	95	6.595E+01	1.247E+02	.0194	9.100E+01	9.100E+01	-.63715	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).
Combined Atlantic Blue Marlin: 1960-1995

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 2



RESULTS FOR DATA SERIES # 3 (NON-BOOTSTRAPPED)

Total Combined CPUE BUM South

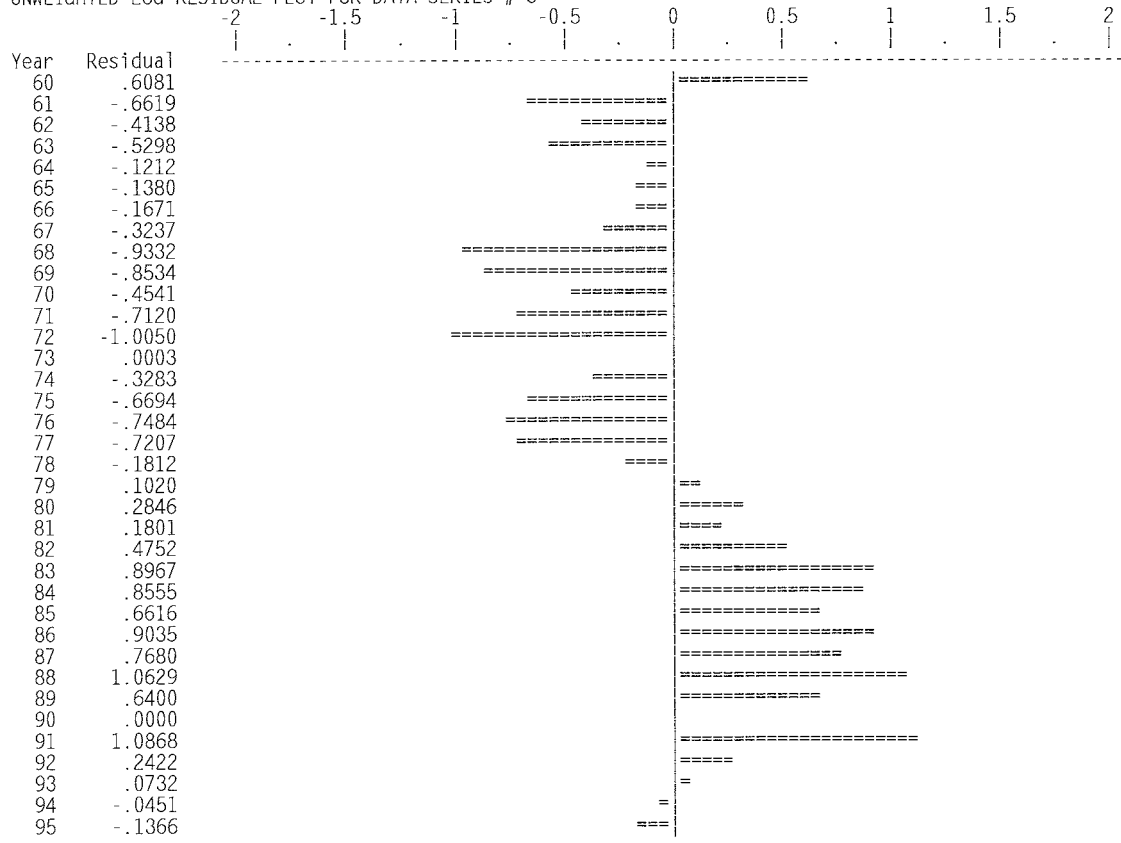
Data type CC: CPUE-catch series

Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	60	1.130E+03	6.150E+02	.0984	2.131E+03	2.131E+03	.60805	0.000E+00
2	61	5.213E+02	1.011E+03	.1618	3.430E+03	3.430E+03	-.66194	0.000E+00
3	62	8.454E+02	1.279E+03	.2047	3.856E+03	3.856E+03	-.41385	0.000E+00
4	63	9.761E+02	1.658E+03	.2654	3.896E+03	3.896E+03	-.52984	0.000E+00
5	64	1.691E+03	1.909E+03	.3056	3.201E+03	3.201E+03	-.12117	0.000E+00
6	65	1.856E+03	2.130E+03	.3410	2.473E+03	2.473E+03	-.13800	0.000E+00
7	66	1.760E+03	2.081E+03	.3330	1.819E+03	1.819E+03	-.16710	0.000E+00
8	67	9.259E+02	1.280E+03	.2048	1.067E+03	1.067E+03	-.32367	0.000E+00
9	68	4.946E+02	1.258E+03	.2013	1.134E+03	1.134E+03	-.93318	0.000E+00
10	69	6.921E+02	1.625E+03	.2601	1.490E+03	1.490E+03	-.85344	0.000E+00
11	70	7.141E+02	1.124E+03	.1800	1.019E+03	1.019E+03	-.45406	0.000E+00
12	71	6.942E+02	1.415E+03	.2265	1.217E+03	1.217E+03	-.71202	0.000E+00
13	72	4.546E+02	1.242E+03	.1988	1.051E+03	1.051E+03	-1.00505	0.000E+00
14	73	1.859E+03	1.858E+03	.2974	1.561E+03	1.561E+03	.00029	0.000E+00
15	74	1.033E+03	1.434E+03	.2295	1.100E+03	1.100E+03	-.32826	0.000E+00
16	75	8.735E+02	1.706E+03	.2731	1.109E+03	1.109E+03	-.66939	0.000E+00
17	76	8.186E+02	1.730E+03	.2769	9.440E+02	9.440E+02	-.74837	0.000E+00
18	77	7.834E+02	1.611E+03	.2578	7.920E+02	7.920E+02	-.72073	0.000E+00
19	78	9.054E+02	1.085E+03	.1737	5.300E+02	5.300E+02	-.18124	0.000E+00
20	79	1.013E+03	9.149E+02	.1464	5.040E+02	5.040E+02	.10199	0.000E+00
21	80	1.045E+03	7.858E+02	.1258	5.070E+02	5.070E+02	.28457	0.000E+00
22	81	1.087E+03	9.076E+02	.1453	6.710E+02	6.710E+02	.18007	0.000E+00
23	82	2.383E+03	1.482E+03	.2371	1.133E+03	1.133E+03	.47524	0.000E+00
24	83	2.066E+03	8.429E+02	.1349	6.810E+02	6.810E+02	.89672	0.000E+00
25	84	3.407E+03	1.448E+03	.2318	1.286E+03	1.286E+03	.85551	0.000E+00
26	85	3.692E+03	1.905E+03	.3050	1.680E+03	1.680E+03	.66158	0.000E+00
27	86	2.576E+03	1.044E+03	.1670	9.730E+02	9.730E+02	.90354	0.000E+00
28	87	2.478E+03	1.150E+03	.1840	1.280E+03	1.280E+03	.76795	0.000E+00
29	88	4.098E+03	1.416E+03	.2266	1.841E+03	1.841E+03	1.06288	0.000E+00
30	89	3.842E+03	2.026E+03	.3243	2.705E+03	2.705E+03	.63997	0.000E+00
31	90	*	2.110E+03	.3377	2.562E+03	2.562E+03	.00000	0.000E+00
32	91	7.721E+03	2.604E+03	.4168	2.755E+03	2.755E+03	1.08681	0.000E+00
33	92	2.365E+03	1.856E+03	.2971	1.850E+03	1.850E+03	.24215	0.000E+00
34	93	2.074E+03	1.928E+03	.3085	1.938E+03	1.938E+03	.07321	0.000E+00
35	94	2.494E+03	2.610E+03	.4177	2.439E+03	2.439E+03	-.04511	0.000E+00
36	95	2.894E+03	3.318E+03	.5311	2.496E+03	2.496E+03	-.13656	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).
Combined Atlantic Blue Marlin: 1960-1995

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 3



RESULTS OF BOOTSTRAPPED ANALYSIS

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
Blratio	1.576E+00	1.566E+00	-7.239%	1.107E+00	1.902E+00	1.327E+00	1.759E+00	4.320E-01	.274
K	2.654E+04	2.753E+04	3.709%	2.614E+04	3.362E+04	2.727E+04	3.056E+04	3.290E+03	.124
r	6.762E-01	6.438E-01	-1.933%	5.166E-01	6.900E-01	5.601E-01	6.505E-01	9.040E-02	.013
q(1)	1.549E-04	1.377E-04	-0.002%	9.497E-05	1.448E-04	1.079E-04	1.334E-04	2.550E-05	.165
q(2)	1.676E-04	1.552E-04	-0.001%	1.176E-04	1.732E-04	1.293E-04	1.564E-04	2.710E-05	.151
q(3)	1.794E-04	1.601E-04	-0.002%	1.121E-04	1.690E-04	1.258E-04	1.541E-04	2.830E-05	.158
MSY	4.461E+03	4.431E+03	-0.687%	4.096E+03	4.787E+03	4.219E+03	4.569E+03	3.500E+02	.078
Ye(96)	1.920E+03	2.218E+03	15.517%	1.609E+03	3.768E+03	2.020E+03	3.150E+03	1.130E+03	.589
Bmsy	1.327E+04	1.376E+04	3.709%	1.307E+04	1.681E+04	1.364E+04	1.528E+04	1.640E+03	.124
Fmsy	3.381E-01	3.219E-01	-1.211%	2.583E-01	3.450E-01	2.801E-01	3.252E-01	4.510E-02	.133
fmsy(1)	2.241E+03	2.337E+03	4.275%	2.106E+03	3.344E+03	2.253E+03	2.720E+03	4.670E+02	.208
fmsy(2)	2.037E+03	2.073E+03	1.787%	1.818E+03	2.490E+03	1.946E+03	2.274E+03	3.280E+02	.161
fmsy(3)	1.924E+03	2.011E+03	4.524%	1.795E+03	2.767E+03	1.932E+03	2.327E+03	3.950E+02	.205
F(0.1)	3.043E-01	2.897E-01	-1.118%	2.325E-01	3.105E-01	2.521E-01	2.927E-01	4.060E-02	.133
Y(0.1)	4.417E+03	4.386E+03	-0.687%	4.045E+03	4.739E+03	4.177E+03	4.524E+03	3.470E+02	.079
B-ratio	2.361E-01	2.934E-01	4.635%	2.021E-01	5.979E-01	2.662E-01	4.599E-01	1.937E-01	.820
F-ratio	2.876E+00	2.595E+00	-7.239%	1.447E+00	3.414E+00	1.819E+00	2.835E+00	1.016E+00	.353
Y-ratio	4.230E-01	5.007E-01	5.459%	3.634E-01	8.344E-01	4.616E-01	7.082E-01	2.466E-01	.583
f0.1(1)	2.017E+03	2.104E+03	4.275%	1.895E+03	3.010E+03	2.028E+03	2.448E+03	4.200E+02	.208
f0.1(2)	1.833E+03	1.866E+03	1.787%	1.636E+03	2.241E+03	1.751E+03	2.047E+03	2.960E+02	.161
f0.1(3)	1.732E+03	1.810E+03	4.524%	1.616E+03	2.490E+03	1.739E+03	2.094E+03	3.550E+02	.205
q2/q1	1.092E+00	1.127E+00	1.661%	9.424E-01	1.564E+00	1.053E+00	1.332E+00	2.790E-01	.255
q3/q1	1.154E+00	1.162E+00	0.402%	9.354E-01	1.465E+00	1.052E+00	1.296E+00	2.440E-01	.211

NOTES ON BOOTSTRAPPED ESTIMATES:

- The bootstrapped results shown were computed from 2000 trials.
- These results are conditional on the constraints placed upon MSY and K in the input file (ASPIC.INP).
- All bootstrapped intervals are approximate. The statistical literature recommends using at least 1000 trials for accurate 95% intervals. The 80% intervals used by ASPIC should require fewer trials for equivalent accuracy. Using at least 500 trials is recommended.
- The bias corrections used here are based on medians. This is an accepted statistical procedure, but may estimate nonzero bias for unbiased, skewed estimators.

Trials replaced for lack of convergence: 105
 Trials replaced for MSY out-of-bounds: 0
 Trials replaced for r out-of-bounds: 0
 Residual-adjustment factor: 1.0302

ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 3.63)

Author: Michael H. Prager
 National Marine Fisheries Service
 Southwest Fisheries Science Center
 3150 Paradise Drive
 Tiburon, California 94920 USA

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)

Number of years analyzed:	40	Number of bootstrap trials:	1000
Number of data series:	2	Lower bound on MSY:	1.000E+00
Objective function computed:	in EFFORT	Upper bound on MSY:	1.000E+04
Relative conv. criterion (simplex):	1.000E-08	Lower bound on r:	1.000E-02
Relative conv. criterion (restart):	5.000E-08	Upper bound on r:	2.000E+00
Relative conv. criterion (effort):	1.000E-04	Random number seed:	1964185
Maximum F allowed in fitting:	8.000	Monte Carlo search trials:	3000

PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

code 0

Normal convergence.

CORRELATION AMONG INPUT SERIES EXPRESSED AS CPUE (NUMBER OF PAIRWISE OBSERVATIONS BELOW)

1 All LL Combined BUM North	1.000		
	33		
2 All Red Combined North BUM #2	0.757	1.000	
	31	34	
	1	2	

GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING FOR NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS

Loss component number and title	Weighted SSE	N	Weighted MSE	Current weight	Suggested weight	R-squared in CPUE
Loss(-1) SSE in yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty for B1R > 2	0.000E+00	1	N/A	5.000E+00	N/A	
Loss(1) All LL Combined BUM North	5.337E+00	33	1.722E-01	1.000E+00	9.202E-01	0.601
Loss(2) All Red Combined North BUM #2	4.705E+00	34	1.470E-01	1.000E+00	1.077E+00	0.496

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 1.00427148E+01

Number of restarts required for convergence: 5
 Est. B-ratio coverage index (0 worst, 2 best): 1.6554
 Est. B-ratio nearness index (0 worst, 1 best): 1.0000

MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Starting guess	Estimated	User guess
B1R Starting biomass ratio, year 56	2.000E+00	2.000E+00	0	1
MSY Maximum sustainable yield	1.961E+03	2.300E+03	1	1
r Intrinsic rate of increase	4.735E-01	6.000E-01	1	1
..... Catchability coefficients by fishery:				
q(1) All LL Combined BUM North	1.850E-04	2.100E-04	1	1
q(2) All Red Combined North BUM #2	2.088E-04	2.400E-04	1	1

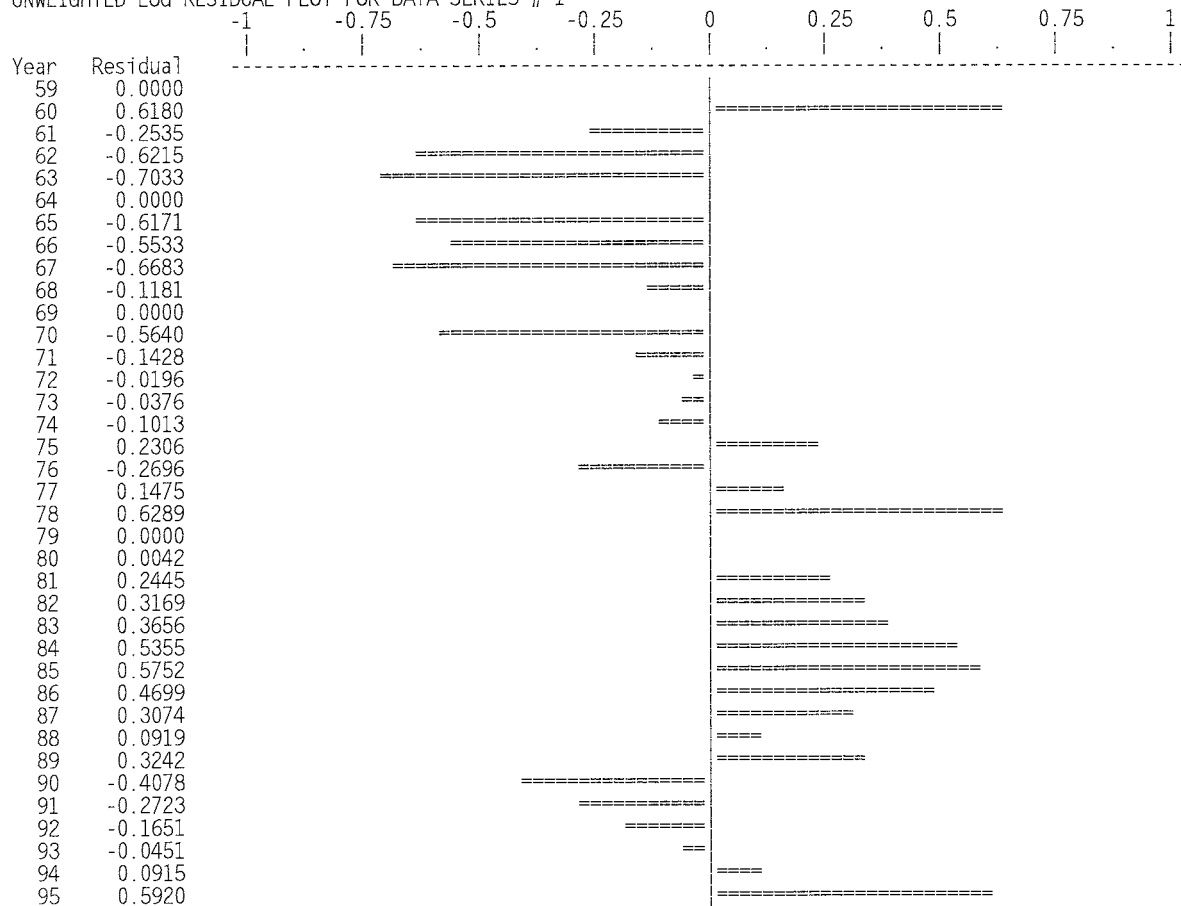
MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Formula
MSY Maximum sustainable yield	1.961E+03	Kr/4
K Maximum stock biomass	1.657E+04	
Bmsy Stock biomass at MSY	8.284E+03	K/2
Fmsy Fishing mortality at MSY	2.367E-01	r/2
F(0.1) Management benchmark	2.131E-01	0.9*Fmsy
Y(0.1) Equilibrium yield at F(0.1)	1.942E+03	0.99*MSY
B-ratio Ratio of B(96) to Bmsy	6.184E-01	
F-ratio Ratio of F(95) to Fmsy	1.205E+00	
Y-ratio Proportion of MSY avail in 96	8.544E-01	2*Br-Br^2 Ye(96) = 1.676E+03
..... Fishing effort at MSY in units of each fishery:		
fmsy(1) All LL Combined BUM North	1.280E+03	r/2q(1) f(0.1) = 1.152E+03
fmsy(2) All Red Combined North BUM #2	1.134E+03	r/2q(2) f(0.1) = 1.021E+03

ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)

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	56	0.000	1.657E+04	1.657E+04	7.000E+00	7.000E+00	1.426E+00	1.785E-03	2.000E+00
2	57	0.006	1.656E+04	1.653E+04	9.100E+01	9.100E+01	2.057E+01	2.326E-02	1.999E+00
3	58	0.015	1.649E+04	1.640E+04	2.400E+02	2.400E+02	7.685E+01	6.180E-02	1.991E+00
4	59	0.014	1.633E+04	1.628E+04	2.310E+02	2.310E+02	1.352E+02	5.994E-02	1.971E+00
5	60	0.043	1.623E+04	1.600E+04	6.840E+02	6.840E+02	2.580E+02	1.805E-01	1.960E+00
6	61	0.042	1.581E+04	1.567E+04	6.530E+02	6.530E+02	4.013E+02	1.760E-01	1.908E+00
7	62	0.243	1.556E+04	1.419E+04	3.452E+03	3.452E+03	9.515E+02	1.028E+00	1.878E+00
8	63	0.461	1.306E+04	1.116E+04	5.141E+03	5.141E+03	1.698E+03	1.947E+00	1.576E+00
9	64	0.598	9.613E+03	8.039E+03	4.809E+03	4.809E+03	1.940E+03	2.527E+00	1.160E+00
10	65	0.645	6.744E+03	5.705E+03	3.682E+03	3.682E+03	1.762E+03	2.726E+00	8.140E-01
11	66	0.445	4.824E+03	4.580E+03	2.040E+03	2.040E+03	1.569E+03	1.882E+00	5.823E-01
12	67	0.258	4.353E+03	4.549E+03	1.173E+03	1.173E+03	1.562E+03	1.089E+00	5.254E-01
13	68	0.284	4.742E+03	4.867E+03	1.381E+03	1.381E+03	1.627E+03	1.198E+00	5.724E-01
14	69	0.319	4.989E+03	5.017E+03	1.601E+03	1.601E+03	1.656E+03	1.348E+00	6.022E-01
15	70	0.374	5.044E+03	4.939E+03	1.845E+03	1.845E+03	1.641E+03	1.578E+00	6.088E-01
16	71	0.474	4.840E+03	4.532E+03	2.150E+03	2.150E+03	1.558E+03	2.004E+00	5.843E-01
17	72	0.302	4.248E+03	4.352E+03	1.315E+03	1.315E+03	1.519E+03	1.276E+00	5.128E-01
18	73	0.366	4.453E+03	4.410E+03	1.616E+03	1.616E+03	1.532E+03	1.548E+00	5.375E-01
19	74	0.463	4.369E+03	4.137E+03	1.916E+03	1.916E+03	1.469E+03	1.956E+00	5.274E-01
20	75	0.590	3.922E+03	3.519E+03	2.076E+03	2.076E+03	1.311E+03	2.492E+00	4.734E-01
21	76	0.446	3.157E+03	3.063E+03	1.366E+03	1.366E+03	1.182E+03	1.884E+00	3.811E-01
22	77	0.431	2.973E+03	2.913E+03	1.255E+03	1.255E+03	1.137E+03	1.820E+00	3.589E-01
23	78	0.332	2.855E+03	2.940E+03	9.760E+02	9.760E+02	1.145E+03	1.402E+00	3.446E-01
24	79	0.278	3.024E+03	3.190E+03	8.860E+02	8.860E+02	1.220E+03	1.173E+00	3.650E-01
25	80	0.311	3.358E+03	3.468E+03	1.078E+03	1.078E+03	1.298E+03	1.313E+00	4.053E-01
26	81	0.349	3.578E+03	3.617E+03	1.262E+03	1.262E+03	1.339E+03	1.474E+00	4.319E-01
27	82	0.466	3.655E+03	3.488E+03	1.627E+03	1.627E+03	1.304E+03	1.970E+00	4.412E-01
28	83	0.362	3.331E+03	3.358E+03	1.215E+03	1.215E+03	1.268E+03	1.528E+00	4.021E-01
29	84	0.396	3.384E+03	3.352E+03	1.329E+03	1.329E+03	1.266E+03	1.675E+00	4.085E-01
30	85	0.456	3.321E+03	3.200E+03	1.459E+03	1.459E+03	1.222E+03	1.926E+00	4.009E-01
31	86	0.332	3.084E+03	3.165E+03	1.052E+03	1.052E+03	1.212E+03	1.404E+00	3.723E-01
32	87	0.206	3.245E+03	3.536E+03	7.280E+02	7.280E+02	1.316E+03	8.697E-01	3.917E-01
33	88	0.208	3.833E+03	4.136E+03	8.590E+02	8.590E+02	1.469E+03	8.772E-01	4.627E-01
34	89	0.351	4.442E+03	4.433E+03	1.556E+03	1.556E+03	1.537E+03	1.483E+00	5.362E-01
35	90	0.464	4.424E+03	4.185E+03	1.941E+03	1.941E+03	1.481E+03	1.959E+00	5.340E-01
36	91	0.370	3.963E+03	3.944E+03	1.461E+03	1.461E+03	1.423E+03	1.565E+00	4.784E-01
37	92	0.264	3.925E+03	4.115E+03	1.086E+03	1.086E+03	1.464E+03	1.115E+00	4.738E-01
38	93	0.277	4.304E+03	4.459E+03	1.235E+03	1.235E+03	1.543E+03	1.170E+00	5.195E-01
39	94	0.277	4.612E+03	4.757E+03	1.319E+03	1.319E+03	1.605E+03	1.171E+00	5.567E-01
40	95	0.285	4.898E+03	5.013E+03	1.430E+03	1.430E+03	1.655E+03	1.205E+00	5.913E-01
41	96		5.123E+03						6.184E-01

Data type CC: CPUE-catch series		series				Series weight: 1.000		
Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	56	*	2.284E+00	0.0004	7.000E+00	7.000E+00	0.00000	0.000E+00
2	57	*	2.977E+01	0.0055	9.100E+01	9.100E+01	0.00000	0.000E+00
3	58	*	7.908E+01	0.0146	2.400E+02	2.400E+02	0.00000	0.000E+00
4	59	*	7.671E+01	0.0142	2.310E+02	2.310E+02	0.00000	0.000E+00
5	60	3.641E+02	1.962E+02	0.0363	5.810E+02	5.810E+02	0.61799	0.000E+00
6	61	1.421E+02	1.831E+02	0.0339	5.310E+02	5.310E+02	-0.25352	0.000E+00
7	62	6.818E+02	1.269E+03	0.2348	3.331E+03	3.331E+03	-0.62151	0.000E+00
8	63	1.201E+03	2.428E+03	0.4491	5.010E+03	5.010E+03	-0.70335	0.000E+00
9	64	*	3.123E+03	0.5778	4.645E+03	4.645E+03	0.00000	0.000E+00
10	65	1.798E+03	3.332E+03	0.6165	3.517E+03	3.517E+03	-0.61708	0.000E+00
11	66	1.279E+03	2.224E+03	0.4114	1.884E+03	1.884E+03	-0.55327	0.000E+00
12	67	5.908E+02	1.153E+03	0.2132	9.700E+02	9.700E+02	-0.66833	0.000E+00
13	68	1.191E+03	1.340E+03	0.2480	1.207E+03	1.207E+03	-0.11811	0.000E+00
14	69	*	1.495E+03	0.2767	1.388E+03	1.388E+03	0.00000	0.000E+00
15	70	1.018E+03	1.789E+03	0.3310	1.635E+03	1.635E+03	-0.56397	0.000E+00
16	71	2.034E+03	2.346E+03	0.4341	1.967E+03	1.967E+03	-0.14278	0.000E+00
17	72	1.367E+03	1.394E+03	0.2578	1.122E+03	1.122E+03	-0.01959	0.000E+00
18	73	1.660E+03	1.723E+03	0.3188	1.406E+03	1.406E+03	-0.03755	0.000E+00
19	74	1.983E+03	2.195E+03	0.4061	1.680E+03	1.680E+03	-0.10135	0.000E+00
20	75	3.547E+03	2.817E+03	0.5211	1.834E+03	1.834E+03	0.23059	0.000E+00
21	76	1.482E+03	1.941E+03	0.3591	1.100E+03	1.100E+03	-0.26958	0.000E+00
22	77	2.062E+03	1.780E+03	0.3292	9.590E+02	9.590E+02	0.14749	0.000E+00
23	78	2.345E+03	1.250E+03	0.2313	6.800E+02	6.800E+02	0.62886	0.000E+00
24	79	*	9.979E+02	0.1846	5.890E+02	5.890E+02	0.00000	0.000E+00
25	80	1.222E+03	1.217E+03	0.2252	7.810E+02	7.810E+02	0.00417	0.000E+00
26	81	1.838E+03	1.439E+03	0.2662	9.630E+02	9.630E+02	0.24448	0.000E+00
27	82	2.830E+03	2.061E+03	0.3813	1.330E+03	1.330E+03	0.31690	0.000E+00
28	83	2.374E+03	1.647E+03	0.3046	1.023E+03	1.023E+03	0.36561	0.000E+00
29	84	3.118E+03	1.825E+03	0.3377	1.132E+03	1.132E+03	0.53552	0.000E+00
30	85	3.925E+03	2.208E+03	0.4085	1.307E+03	1.307E+03	0.57521	0.000E+00
31	86	2.352E+03	1.470E+03	0.2720	8.610E+02	8.610E+02	0.46991	0.000E+00
32	87	1.168E+03	8.592E+02	0.1590	5.620E+02	5.620E+02	0.30737	0.000E+00
33	88	9.499E+02	8.665E+02	0.1603	6.630E+02	6.630E+02	0.09190	0.000E+00
34	89	2.245E+03	1.623E+03	0.3002	1.331E+03	1.331E+03	0.32423	0.000E+00
35	90	1.631E+03	2.452E+03	0.4535	1.898E+03	1.898E+03	-0.40778	0.000E+00
36	91	1.468E+03	1.927E+03	0.3565	1.406E+03	1.406E+03	-0.27227	0.000E+00
37	92	1.118E+03	1.319E+03	0.2440	1.004E+03	1.004E+03	-0.16508	0.000E+00
38	93	1.302E+03	1.362E+03	0.2521	1.124E+03	1.124E+03	-0.04508	0.000E+00
39	94	1.448E+03	1.322E+03	0.2445	1.163E+03	1.163E+03	0.09155	0.000E+00
40	95	2.610E+03	1.444E+03	0.2671	1.339E+03	1.339E+03	0.59204	0.000E+00

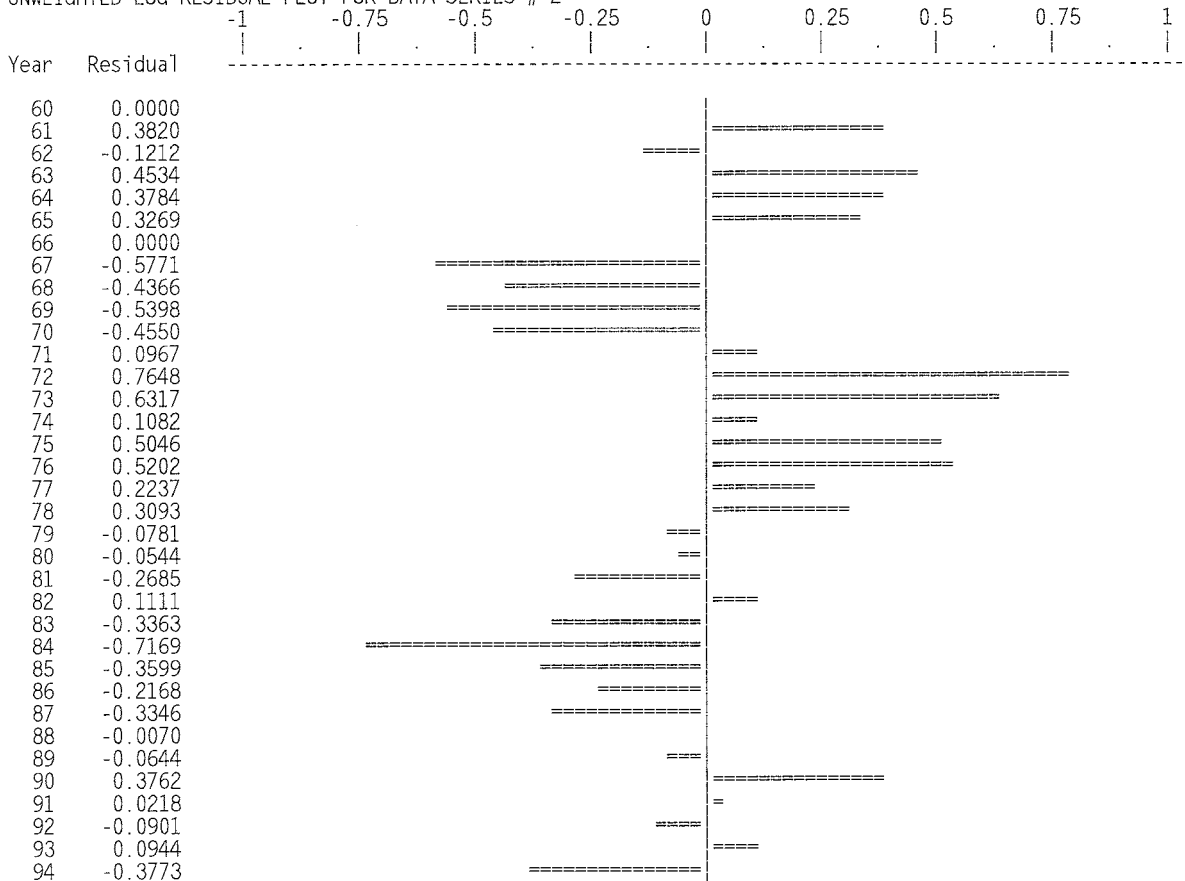


RESULTS FOR DATA SERIES # 2 (NON-BOOTSTRAPPED)

All Red Combined North BUM #2

Obs	Year	CPUE-catch series Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Series weight: 1.000 Resid in log effort	Resid in yield
1	56	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
2	57	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
3	58	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
4	59	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
5	60	*	3.083E+01	0.0064	1.030E+02	1.030E+02	0.00000	0.000E+00
6	61	5.464E+01	3.729E+01	0.0078	1.220E+02	1.220E+02	0.38199	0.000E+00
7	62	3.620E+01	4.086E+01	0.0085	1.210E+02	1.210E+02	-0.12118	0.000E+00
8	63	8.853E+01	5.625E+01	0.0117	1.310E+02	1.310E+02	0.45343	0.000E+00
9	64	1.427E+02	9.772E+01	0.0204	1.640E+02	1.640E+02	0.37840	0.000E+00
10	65	1.921E+02	1.386E+02	0.0289	1.650E+02	1.650E+02	0.32691	0.000E+00
11	66	*	1.632E+02	0.0341	1.560E+02	1.560E+02	0.00000	0.000E+00
12	67	1.200E+02	2.138E+02	0.0446	2.030E+02	2.030E+02	-0.57713	0.000E+00
13	68	1.107E+02	1.712E+02	0.0357	1.740E+02	1.740E+02	-0.43660	0.000E+00
14	69	1.185E+02	2.034E+02	0.0425	2.130E+02	2.130E+02	-0.53985	0.000E+00
15	70	1.292E+02	2.037E+02	0.0425	2.100E+02	2.100E+02	-0.45502	0.000E+00
16	71	2.131E+02	1.934E+02	0.0404	1.830E+02	1.830E+02	0.09667	0.000E+00
17	72	4.565E+02	2.125E+02	0.0444	1.930E+02	1.930E+02	0.76483	0.000E+00
18	73	4.290E+02	2.281E+02	0.0476	2.100E+02	2.100E+02	0.63166	0.000E+00
19	74	3.045E+02	2.733E+02	0.0570	2.360E+02	2.360E+02	0.10818	0.000E+00
20	75	5.456E+02	3.294E+02	0.0688	2.420E+02	2.420E+02	0.50461	0.000E+00
21	76	6.999E+02	4.160E+02	0.0868	2.660E+02	2.660E+02	0.52019	0.000E+00
22	77	6.088E+02	4.868E+02	0.1016	2.960E+02	2.960E+02	0.22374	0.000E+00
23	78	6.571E+02	4.823E+02	0.1007	2.960E+02	2.960E+02	0.30928	0.000E+00
24	79	4.124E+02	4.459E+02	0.0931	2.970E+02	2.970E+02	-0.07815	0.000E+00
25	80	3.885E+02	4.102E+02	0.0856	2.970E+02	2.970E+02	-0.05441	0.000E+00
26	81	3.028E+02	3.960E+02	0.0827	2.990E+02	2.990E+02	-0.26851	0.000E+00
27	82	4.559E+02	4.079E+02	0.0852	2.970E+02	2.970E+02	0.11113	0.000E+00
28	83	1.957E+02	2.739E+02	0.0572	1.920E+02	1.920E+02	-0.33634	0.000E+00
29	84	1.375E+02	2.815E+02	0.0588	1.970E+02	1.970E+02	-0.71691	0.000E+00
30	85	1.588E+02	2.276E+02	0.0475	1.520E+02	1.520E+02	-0.35991	0.000E+00
31	86	2.327E+02	2.891E+02	0.0603	1.910E+02	1.910E+02	-0.21677	0.000E+00
32	87	1.610E+02	2.249E+02	0.0470	1.660E+02	1.660E+02	-0.33458	0.000E+00
33	88	2.254E+02	2.270E+02	0.0474	1.960E+02	1.960E+02	-0.00700	0.000E+00
34	89	2.280E+02	2.431E+02	0.0508	2.250E+02	2.250E+02	-0.06442	0.000E+00
35	90	7.170E+01	4.922E+01	0.0103	4.300E+01	4.300E+01	0.37616	0.000E+00
36	91	6.827E+01	6.680E+01	0.0139	5.500E+01	5.500E+01	0.02177	0.000E+00
37	92	8.722E+01	9.545E+01	0.0199	8.200E+01	8.200E+01	-0.09015	0.000E+00
38	93	1.311E+02	1.192E+02	0.0249	1.110E+02	1.110E+02	0.09445	0.000E+00
39	94	1.077E+02	1.571E+02	0.0328	1.560E+02	1.560E+02	-0.37729	0.000E+00
40	95	6.595E+01	8.696E+01	0.0182	9.100E+01	9.100E+01	-0.27654	0.000E+00

N At1 BUM: Combined all data, B1=2.0, 56-96 LL CPUE, 5% trim
UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 2



RESULTS OF BOOTSTRAPPED ANALYSIS

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
B/ratio	2.000E+00	2.000E+00	0.00%	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	1.605E-09	0.000
K	1.655E+04	1.657E+04	0.12%	1.502E+04	1.918E+04	1.557E+04	1.789E+04	2.315E+03	0.140
r	4.746E-01	4.735E-01	-0.22%	3.632E-01	5.682E-01	4.119E-01	5.310E-01	1.191E-01	0.251
q(1)	1.874E-04	1.850E-04	-1.29%	1.375E-04	2.335E-04	1.609E-04	2.119E-04	5.097E-05	0.272
q(2)	2.106E-04	2.088E-04	-0.88%	1.554E-04	2.605E-04	1.811E-04	2.398E-04	5.868E-05	0.279
MSY	1.963E+03	1.961E+03	-0.10%	1.742E+03	2.133E+03	1.842E+03	2.067E+03	2.252E+02	0.115
Ye(96)	1.694E+03	1.676E+03	-1.06%	1.433E+03	1.968E+03	1.569E+03	1.836E+03	2.666E+02	0.157
Bmsy	8.274E+03	8.284E+03	0.12%	7.508E+03	9.589E+03	7.786E+03	8.944E+03	1.157E+03	0.140
Fmsy	2.373E-01	2.367E-01	-0.22%	1.816E-01	2.841E-01	2.060E-01	2.655E-01	5.953E-02	0.251
fmsy(1)	1.271E+03	1.280E+03	0.65%	1.146E+03	1.412E+03	1.209E+03	1.344E+03	1.350E+02	0.106
fmsy(2)	1.125E+03	1.134E+03	0.83%	1.016E+03	1.235E+03	1.067E+03	1.183E+03	1.156E+02	0.103
F(0.1)	2.135E-01	2.131E-01	-0.20%	1.635E-01	2.557E-01	1.854E-01	2.389E-01	5.358E-02	0.251
Y(0.1)	1.944E+03	1.942E+03	-0.10%	1.724E+03	2.112E+03	1.824E+03	2.047E+03	2.230E+02	0.115
B-ratio	6.081E-01	6.184E-01	1.70%	4.617E-01	7.801E-01	5.297E-01	6.959E-01	1.661E-01	0.273
F-ratio	1.210E+00	1.205E+00	-0.41%	9.565E-01	1.562E+00	1.058E+00	1.370E+00	3.121E-01	0.258
Y-ratio	8.466E-01	8.544E-01	0.92%	7.103E-01	9.516E-01	7.788E-01	9.075E-01	1.286E-01	0.152
f0.1(1)	1.144E+03	1.152E+03	0.59%	1.032E+03	1.271E+03	1.089E+03	1.210E+03	1.215E+02	0.106
f0.1(2)	1.012E+03	1.021E+03	0.75%	9.143E+02	1.111E+03	9.604E+02	1.064E+03	1.040E+02	0.103
q2/q1	1.121E+00	1.128E+00	0.66%	9.831E-01	1.262E+00	1.044E+00	1.196E+00	1.521E-01	0.136

NOTES ON BOOTSTRAPPED ESTIMATES:

- The bootstrapped results shown were computed from 1000 trials.
- These results are conditional on the constraints placed upon MSY and K in the input file (ASPIC.INP).
- All bootstrapped intervals are approximate. The statistical literature recommends using at least 1000 trials for accurate 95% intervals. The 80% intervals used by ASPIC should require fewer trials for equivalent accuracy. Using at least 500 trials is recommended.
- The bias corrections used here are based on medians. This is an accepted statistical procedure, but may estimate nonzero bias for unbiased, skewed estimators.

Trials replaced for lack of convergence: 0
 Trials replaced for MSY out-of-bounds: 0
 Trials replaced for r out-of-bounds: 0
 Residual-adjustment factor: 1.0313

ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 3.63)

Author: Michael H. Prager
 National Marine Fisheries Service
 Southwest Fisheries Science Center
 3150 Paradise Drive
 Tiburon, California 94920 USA

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)

Number of years analyzed:	36	Number of bootstrap trials:	1000
Number of data series:	2	Lower bound on MSY:	1.000E+00
Objective function computed:	in EFFORT	Upper bound on MSY:	1.500E+04
Relative conv. criterion (simplex):	1.000E-08	Lower bound on r:	1.000E-02
Relative conv. criterion (restart):	5.000E-08	Upper bound on r:	2.500E+00
Relative conv. criterion (effort):	1.000E-04	Random number seed:	1964185
Maximum F allowed in fitting:	8.000	Monte Carlo search trials:	3000

PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

code 50

Converged but many restarts. SSE may have local minima.
 Another run with new starting estimates and/or seed is recommended.

CORRELATION AMONG INPUT SERIES EXPRESSED AS CPUE (NUMBER OF PAIRWISE OBSERVATIONS BELOW)

1 All LL, Combined WHM North	1.000	
	29	
2 All LL Combined WHM South	0.339	1.000
	29	31
	1	2

GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING FOR NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS

Loss component number and title	Weighted SSE	N	Weighted MSE	Current weight	Suggested weight	R-squared in CPUE
Loss(-1) SSE in yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty for B1R > 2	0.000E+00	1	N/A	0.000E+00	N/A	
Loss(1) All LL, Combined WHM North	7.502E+00	29	2.779E-01	1.000E+00	7.579E-01	0.404
Loss(2) All LL Combined WHM South	4.980E+00	31	1.717E-01	1.000E+00	1.226E+00	-0.208

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 1.24819945E+01

Number of restarts required for convergence: 33
 Est. B-ratio coverage index (0 worst, 2 best): 1.7401
 Est. B-ratio nearness index (0 worst, 1 best): 1.0000

MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Starting guess	Estimated	User guess
B1R Starting biomass ratio, year 60	2.000E+00	2.000E+00	0	1
MSY Maximum sustainable yield	2.167E+03	1.500E+03	1	1
r Intrinsic rate of increase	6.196E-01	4.000E-01	1	1
..... Catchability coefficients by fishery:				
q(1) All LL, Combined WHM North	2.344E-04	2.000E-04	1	1
q(2) All LL Combined WHM South	6.617E-04	2.000E-04	1	1

MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Formula
MSY Maximum sustainable yield	2.167E+03	Kr/4
K Maximum stock biomass	1.399E+04	
Bmsy Stock biomass at MSY	6.995E+03	K/2
Fmsy Fishing mortality at MSY	3.098E-01	r/2
F(0.1) Management benchmark	2.788E-01	0.9*Fmsy
Y(0.1) Equilibrium yield at F(0.1)	2.146E+03	0.99*MSY
B-ratio Ratio of B(96) to Bmsy	2.476E-01	
F-ratio Ratio of F(95) to Fmsy	1.903E+00	
Y-ratio Proportion of MSY avail in 96	4.339E-01	2*Br-Br^2 Ye(96) = 9.404E+02
..... Fishing effort at MSY in units of each fishery:		
fmsy(1) All LL, Combined WHM North	1.322E+03	r/2q(1) f(0.1) = 1.190E+03
fmsy(2) All LL Combined WHM South	4.682E+02	r/2q(2) f(0.1) = 4.214E+02

ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)

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	60	0.023	1.399E+04	1.386E+04	3.130E+02	3.130E+02	7.910E+01	7.288E-02	2.000E+00
2	61	0.062	1.376E+04	1.347E+04	8.300E+02	8.300E+02	3.100E+02	1.989E-01	1.967E+00
3	62	0.165	1.324E+04	1.254E+04	2.064E+03	2.064E+03	8.014E+02	5.314E-01	1.892E+00
4	63	0.232	1.197E+04	1.128E+04	2.614E+03	2.614E+03	1.349E+03	7.481E-01	1.712E+00
5	64	0.387	1.071E+04	9.663E+03	3.735E+03	3.735E+03	1.839E+03	1.248E+00	1.531E+00
6	65	0.675	8.813E+03	7.267E+03	4.906E+03	4.906E+03	2.136E+03	2.179E+00	1.260E+00
7	66	0.671	6.043E+03	5.235E+03	3.512E+03	3.512E+03	2.022E+03	2.166E+00	8.639E-01
8	67	0.296	4.553E+03	4.823E+03	1.426E+03	1.426E+03	1.957E+03	9.542E-01	6.509E-01
9	68	0.404	5.085E+03	5.061E+03	2.047E+03	2.047E+03	2.002E+03	1.305E+00	7.269E-01
10	69	0.465	5.039E+03	4.883E+03	2.269E+03	2.269E+03	1.969E+03	1.500E+00	7.204E-01
11	70	0.464	4.740E+03	4.622E+03	2.143E+03	2.143E+03	1.918E+03	1.496E+00	6.775E-01
12	71	0.526	4.514E+03	4.296E+03	2.260E+03	2.260E+03	1.844E+03	1.698E+00	6.453E-01
13	72	0.600	4.098E+03	3.800E+03	2.280E+03	2.280E+03	1.714E+03	1.936E+00	5.858E-01
14	73	0.548	3.532E+03	3.394E+03	1.859E+03	1.859E+03	1.593E+03	1.768E+00	5.049E-01
15	74	0.561	3.266E+03	3.135E+03	1.760E+03	1.760E+03	1.507E+03	1.812E+00	4.669E-01
16	75	0.616	3.013E+03	2.833E+03	1.745E+03	1.745E+03	1.400E+03	1.988E+00	4.307E-01
17	76	0.776	2.667E+03	2.343E+03	1.819E+03	1.819E+03	1.207E+03	2.506E+00	3.813E-01
18	77	0.554	2.056E+03	2.030E+03	1.125E+03	1.125E+03	1.075E+03	1.788E+00	2.938E-01
19	78	0.457	2.006E+03	2.080E+03	9.500E+02	9.500E+02	1.097E+03	1.474E+00	2.868E-01
20	79	0.457	2.153E+03	2.225E+03	1.016E+03	1.016E+03	1.159E+03	1.474E+00	3.078E-01
21	80	0.385	2.296E+03	2.451E+03	9.425E+02	9.425E+02	1.252E+03	1.241E+00	3.283E-01
22	81	0.414	2.606E+03	2.722E+03	1.128E+03	1.128E+03	1.358E+03	1.338E+00	3.725E-01
23	82	0.367	2.836E+03	3.016E+03	1.106E+03	1.106E+03	1.466E+03	1.184E+00	4.055E-01
24	83	0.530	3.196E+03	3.117E+03	1.653E+03	1.653E+03	1.501E+03	1.712E+00	4.568E-01
25	84	0.375	3.044E+03	3.209E+03	1.203E+03	1.203E+03	1.532E+03	1.210E+00	4.351E-01
26	85	0.550	3.373E+03	3.248E+03	1.786E+03	1.786E+03	1.545E+03	1.775E+00	4.822E-01
27	86	0.504	3.131E+03	3.097E+03	1.561E+03	1.561E+03	1.494E+03	1.626E+00	4.476E-01
28	87	0.486	3.065E+03	3.063E+03	1.487E+03	1.487E+03	1.482E+03	1.567E+00	4.381E-01
29	88	0.421	3.060E+03	3.155E+03	1.327E+03	1.327E+03	1.514E+03	1.358E+00	4.375E-01
30	89	0.584	3.247E+03	3.085E+03	1.801E+03	1.801E+03	1.490E+03	1.884E+00	4.642E-01
31	90	0.563	2.936E+03	2.835E+03	1.596E+03	1.596E+03	1.401E+03	1.816E+00	4.197E-01
32	91	0.629	2.741E+03	2.576E+03	1.620E+03	1.620E+03	1.302E+03	2.030E+00	3.918E-01
33	92	0.556	2.423E+03	2.373E+03	1.319E+03	1.319E+03	1.221E+03	1.794E+00	3.464E-01
34	93	0.594	2.325E+03	2.240E+03	1.330E+03	1.330E+03	1.166E+03	1.916E+00	3.323E-01
35	94	0.704	2.160E+03	1.982E+03	1.396E+03	1.396E+03	1.054E+03	2.273E+00	3.088E-01
36	95	0.590	1.818E+03	1.774E+03	1.046E+03	1.046E+03	9.599E+02	1.903E+00	2.599E-01
37	96		1.732E+03						2.476E-01

RESULTS FOR DATA SERIES # 1 (NON-BOOTSTRAPPED)

All LL, Combined WHM North

Data type CC: CPUE-catch series

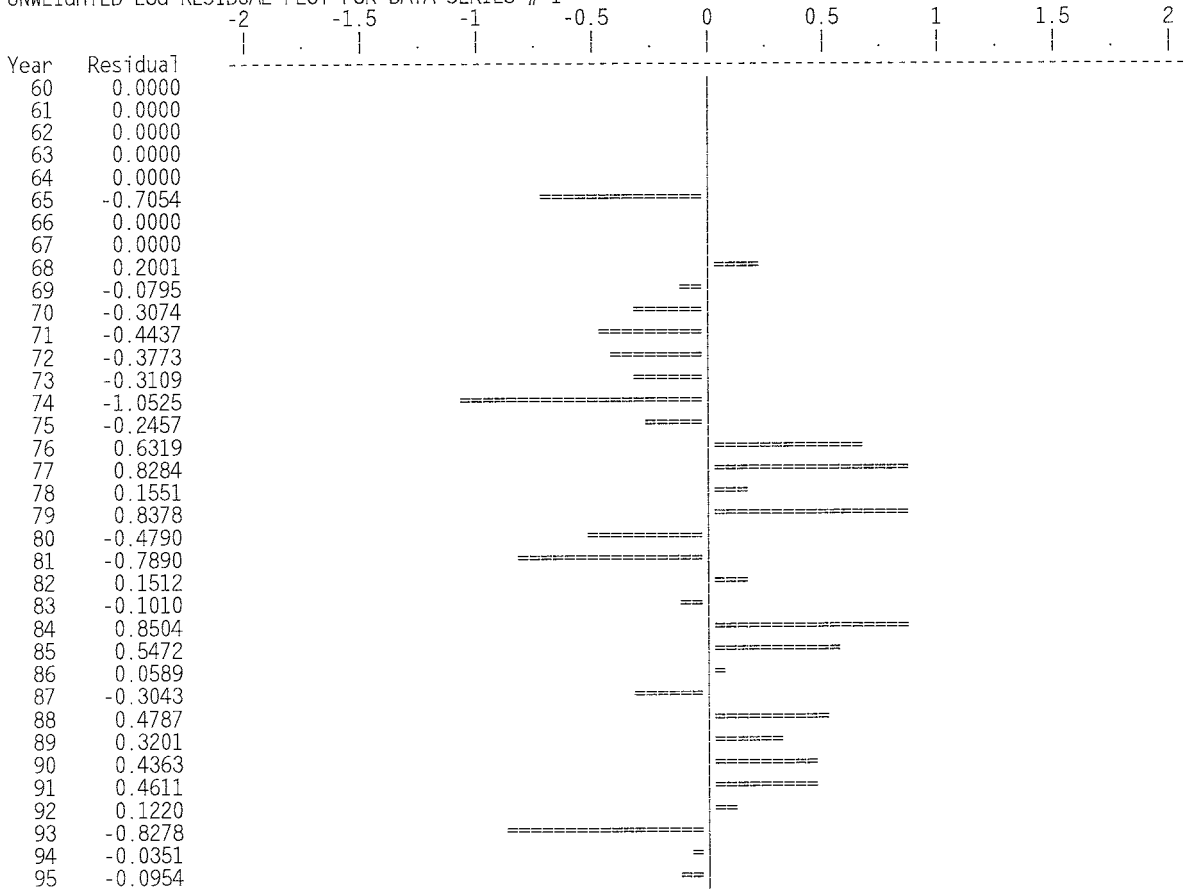
Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	60	*	2.616E+01	0.0061	8.500E+01	8.500E+01	0.00000	0.000E+00
2	61	*	3.421E+01	0.0080	1.080E+02	1.080E+02	0.00000	0.000E+00
3	62	*	1.297E+02	0.0304	3.810E+02	3.810E+02	0.00000	0.000E+00
4	63	*	3.458E+02	0.0810	9.140E+02	9.140E+02	0.00000	0.000E+00
5	64	*	7.479E+02	0.1753	1.694E+03	1.694E+03	0.00000	0.000E+00
6	65	6.167E+02	1.249E+03	0.2927	2.127E+03	2.127E+03	-0.70541	0.000E+00
7	66	*	1.466E+03	0.3435	1.798E+03	1.798E+03	0.00000	0.000E+00
8	67	*	5.201E+02	0.1219	5.880E+02	5.880E+02	0.00000	0.000E+00
9	68	7.126E+02	5.834E+02	0.1367	6.920E+02	6.920E+02	0.20005	0.000E+00
10	69	9.806E+02	1.062E+03	0.2488	1.215E+03	1.215E+03	-0.07946	0.000E+00
11	70	7.162E+02	9.738E+02	0.2283	1.055E+03	1.055E+03	-0.30736	0.000E+00
12	71	9.858E+02	1.536E+03	0.3601	1.547E+03	1.547E+03	-0.44372	0.000E+00
13	72	9.300E+02	1.356E+03	0.3179	1.208E+03	1.208E+03	-0.37727	0.000E+00
14	73	9.304E+02	1.270E+03	0.2976	1.010E+03	1.010E+03	-0.31087	0.000E+00
15	74	5.806E+02	1.663E+03	0.3898	1.222E+03	1.222E+03	-1.05246	0.000E+00
16	75	1.330E+03	1.700E+03	0.3985	1.129E+03	1.129E+03	-0.24568	0.000E+00
17	76	3.604E+03	1.916E+03	0.4491	1.052E+03	1.052E+03	0.63187	0.000E+00
18	77	2.411E+03	1.053E+03	0.2468	5.010E+02	5.010E+02	0.82843	0.000E+00
19	78	1.025E+03	8.780E+02	0.2058	4.280E+02	4.280E+02	0.15507	0.000E+00
20	79	2.137E+03	9.246E+02	0.2167	4.822E+02	4.822E+02	0.83781	0.000E+00
21	80	5.613E+02	9.061E+02	0.2124	5.205E+02	5.205E+02	-0.47895	0.000E+00
22	81	5.612E+02	1.235E+03	0.2895	7.881E+02	7.881E+02	-0.78904	0.000E+00
23	82	1.093E+03	9.395E+02	0.2202	6.642E+02	6.642E+02	0.15119	0.000E+00
24	83	1.664E+03	1.841E+03	0.4315	1.345E+03	1.345E+03	-0.10101	0.000E+00
25	84	2.278E+03	9.731E+02	0.2281	7.320E+02	7.320E+02	0.85037	0.000E+00
26	85	2.169E+03	1.255E+03	0.2942	9.554E+02	9.554E+02	0.54716	0.000E+00
27	86	1.287E+03	1.213E+03	0.2844	8.808E+02	8.808E+02	0.05891	0.000E+00
28	87	6.249E+02	8.472E+02	0.1986	6.081E+02	6.081E+02	-0.30428	0.000E+00
29	88	8.885E+02	5.505E+02	0.1290	4.071E+02	4.071E+02	0.47869	0.000E+00
30	89	7.428E+02	5.393E+02	0.1264	3.900E+02	3.900E+02	0.32008	0.000E+00
31	90	9.486E+02	6.132E+02	0.1437	4.075E+02	4.075E+02	0.43625	0.000E+00
32	91	7.907E+02	4.986E+02	0.1169	3.010E+02	3.010E+02	0.46107	0.000E+00
33	92	1.059E+03	9.369E+02	0.2196	5.210E+02	5.210E+02	0.12203	0.000E+00
34	93	3.670E+02	8.399E+02	0.1969	4.410E+02	4.410E+02	-0.82778	0.000E+00
35	94	1.033E+03	1.070E+03	0.2508	4.970E+02	4.970E+02	-0.03513	0.000E+00
36	95	9.552E+02	1.051E+03	0.2463	4.370E+02	4.370E+02	-0.09545	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).

Combined Atl WHM: 1960-1995: North and South: B1=2.0

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 1



RESULTS FOR DATA SERIES # 2 (NON-BOOTSTRAPPED)

All LL Combined WHM South

Data type CC: CPUE-catch series

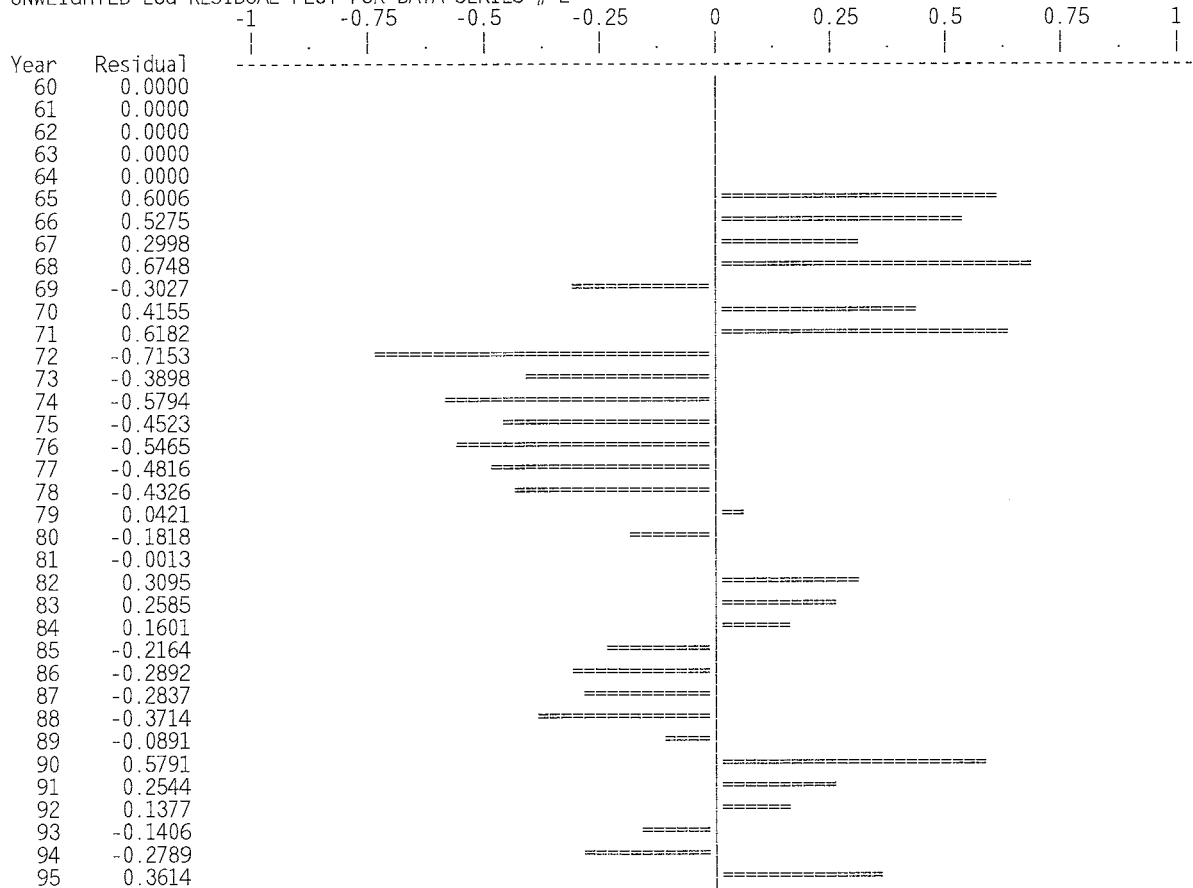
Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	60	*	2.486E+01	0.0164	2.280E+02	2.280E+02	0.00000	0.000E+00
2	61	*	8.101E+01	0.0536	7.220E+02	7.220E+02	0.00000	0.000E+00
3	62	*	2.029E+02	0.1342	1.683E+03	1.683E+03	0.00000	0.000E+00
4	63	*	2.278E+02	0.1507	1.700E+03	1.700E+03	0.00000	0.000E+00
5	64	*	3.192E+02	0.2112	2.041E+03	2.041E+03	0.00000	0.000E+00
6	65	1.054E+03	5.779E+02	0.3824	2.779E+03	2.779E+03	0.60064	0.000E+00
7	66	8.386E+02	4.948E+02	0.3274	1.714E+03	1.714E+03	0.52753	0.000E+00
8	67	3.543E+02	2.626E+02	0.1737	8.380E+02	8.380E+02	0.29982	0.000E+00
9	68	7.945E+02	4.046E+02	0.2677	1.355E+03	1.355E+03	0.67485	0.000E+00
10	69	2.410E+02	3.262E+02	0.2159	1.054E+03	1.054E+03	-0.30266	0.000E+00
11	70	5.390E+02	3.557E+02	0.2354	1.088E+03	1.088E+03	0.41553	0.000E+00
12	71	4.654E+02	2.508E+02	0.1660	7.130E+02	7.130E+02	0.61816	0.000E+00
13	72	2.085E+02	4.263E+02	0.2821	1.072E+03	1.072E+03	-0.71531	0.000E+00
14	73	2.560E+02	3.780E+02	0.2501	8.490E+02	8.490E+02	-0.38976	0.000E+00
15	74	1.453E+02	2.594E+02	0.1716	5.380E+02	5.380E+02	-0.57943	0.000E+00
16	75	2.090E+02	3.286E+02	0.2174	6.160E+02	6.160E+02	-0.45230	0.000E+00
17	76	2.864E+02	4.947E+02	0.3274	7.670E+02	7.670E+02	-0.54652	0.000E+00
18	77	2.869E+02	4.645E+02	0.3073	6.240E+02	6.240E+02	-0.48160	0.000E+00
19	78	2.461E+02	3.793E+02	0.2510	5.220E+02	5.220E+02	-0.43264	0.000E+00
20	79	3.783E+02	3.627E+02	0.2400	5.340E+02	5.340E+02	0.04209	0.000E+00
21	80	2.170E+02	2.602E+02	0.1722	4.220E+02	4.220E+02	-0.18179	0.000E+00
22	81	1.885E+02	1.888E+02	0.1249	3.400E+02	3.400E+02	-0.00130	0.000E+00
23	82	3.018E+02	2.214E+02	0.1465	4.420E+02	4.420E+02	0.30948	0.000E+00
24	83	1.934E+02	1.493E+02	0.0988	3.080E+02	3.080E+02	0.25850	0.000E+00
25	84	2.603E+02	2.218E+02	0.1468	4.710E+02	4.710E+02	0.16013	0.000E+00
26	85	3.114E+02	3.867E+02	0.2559	8.310E+02	8.310E+02	-0.21641	0.000E+00
27	86	2.484E+02	3.318E+02	0.2195	6.800E+02	6.800E+02	-0.28923	0.000E+00
28	87	3.266E+02	4.337E+02	0.2870	8.790E+02	8.790E+02	-0.28374	0.000E+00
29	88	3.040E+02	4.407E+02	0.2916	9.200E+02	9.200E+02	-0.37142	0.000E+00
30	89	6.322E+02	6.911E+02	0.4573	1.411E+03	1.411E+03	-0.08912	0.000E+00
31	90	1.130E+03	6.332E+02	0.4190	1.188E+03	1.188E+03	0.57907	0.000E+00
32	91	9.981E+02	7.739E+02	0.5121	1.319E+03	1.319E+03	0.25442	0.000E+00
33	92	5.833E+02	5.083E+02	0.3363	7.980E+02	7.980E+02	0.13768	0.000E+00
34	93	5.210E+02	5.997E+02	0.3968	8.890E+02	8.890E+02	-0.14058	0.000E+00
35	94	5.187E+02	6.855E+02	0.4536	8.990E+02	8.990E+02	-0.27890	0.000E+00
36	95	7.446E+02	5.187E+02	0.3433	6.090E+02	6.090E+02	0.36143	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).

Combined At1 WHM: 1960-1995: North and South: B1=2.0

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 2



RESULTS OF BOOTSTRAPPED ANALYSIS

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
B1ratio	2.000E+00	2.000E+00	0.00%	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	0.000E+00	0.000
K	1.388E+04	1.399E+04	0.79%	1.330E+04	1.477E+04	1.361E+04	1.414E+04	5.299E+02	0.038
r	6.272E-01	6.196E-01	-1.20%	5.694E-01	6.701E-01	6.096E-01	6.468E-01	3.717E-02	0.059
q(1)	2.413E-04	2.344E-04	-2.87%	2.006E-04	2.744E-04	2.249E-04	2.566E-04	3.175E-05	0.132
q(2)	6.808E-04	6.617E-04	-2.81%	6.038E-04	7.796E-04	6.488E-04	7.249E-04	7.609E-05	0.112
MSY	2.177E+03	2.167E+03	-0.43%	2.102E+03	2.228E+03	2.155E+03	2.201E+03	4.593E+01	0.021
Ye(96)	9.209E+02	9.404E+02	2.12%	5.754E+02	1.326E+03	7.241E+02	1.136E+03	4.117E+02	0.447
Bmsy	6.940E+03	6.995E+03	0.79%	6.651E+03	7.385E+03	6.805E+03	7.070E+03	2.649E+02	0.038
Fmsy	3.136E-01	3.098E-01	-1.20%	2.847E-01	3.350E-01	3.048E-01	3.234E-01	1.859E-02	0.059
fmsy(1)	1.316E+03	1.322E+03	0.46%	1.172E+03	1.470E+03	1.238E+03	1.390E+03	1.528E+02	0.116
fmsy(2)	4.643E+02	4.682E+02	0.85%	4.135E+02	5.103E+02	4.383E+02	4.862E+02	4.794E+01	0.103
F(0.1)	2.822E-01	2.788E-01	-1.08%	2.562E-01	3.015E-01	2.743E-01	2.911E-01	1.673E-02	0.059
Y(0.1)	2.155E+03	2.146E+03	-0.43%	2.081E+03	2.206E+03	2.133E+03	2.179E+03	4.547E+01	0.021
B-ratio	2.259E-01	2.476E-01	9.62%	1.319E-01	3.808E-01	1.751E-01	3.101E-01	1.349E-01	0.597
F-ratio	1.964E+00	1.903E+00	-3.09%	1.328E+00	2.913E+00	1.584E+00	2.440E+00	8.557E-01	0.436
Y-ratio	4.017E-01	4.339E-01	8.03%	2.464E-01	6.165E-01	3.196E-01	5.240E-01	2.044E-01	0.509
f0.1(1)	1.184E+03	1.190E+03	0.41%	1.055E+03	1.323E+03	1.114E+03	1.251E+03	1.375E+02	0.116
f0.1(2)	4.178E+02	4.214E+02	0.76%	3.721E+02	4.593E+02	3.945E+02	4.376E+02	4.314E+01	0.103
q2/q1	2.836E+00	2.823E+00	-0.46%	2.467E+00	3.303E+00	2.634E+00	3.066E+00	4.316E-01	0.152

NOTES ON BOOTSTRAPPED ESTIMATES:

- The bootstrapped results shown were computed from 1000 trials.
- These results are conditional on the constraints placed upon MSY and K in the input file (ASPIC.INP).
- All bootstrapped intervals are approximate. The statistical literature recommends using at least 1000 trials for accurate 95% intervals. The 80% intervals used by ASPIC should require fewer trials for equivalent accuracy. Using at least 500 trials is recommended.
- The bias corrections used here are based on medians. This is an accepted statistical procedure, but may estimate nonzero bias for unbiased, skewed estimators.

Trials replaced for lack of convergence: 0
 Trials replaced for MSY out-of-bounds: 0
 Trials replaced for r out-of-bounds: 0
 Residual-adjustment factor: 1.0351

ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 3.63)

BOT Mode

Author: Michael H. Prager
 National Marine Fisheries Service
 Southwest Fisheries Science Center
 3150 Paradise Drive
 Tiburon, California 94920 USA

CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE)

Number of years analyzed:	40	Number of bootstrap trials:	1000
Number of data series:	2	Lower bound on MSY:	1.000E+00
Objective function computed:	in EFFORT	Upper bound on MSY:	1.500E+04
Relative conv. criterion (simplex):	1.000E-08	Lower bound on r:	1.000E-02
Relative conv. criterion (restart):	5.000E-08	Upper bound on r:	3.000E+00
Relative conv. criterion (effort):	1.000E-04	Random number seed:	1964185
Maximum F allowed in fitting:	8.000	Monte Carlo search trials:	3000

PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

code 0

Normal convergence.

CORRELATION AMONG INPUT SERIES EXPRESSED AS CPUE (NUMBER OF PAIRWISE OBSERVATIONS BELOW)

1 All LL Combined WHM North	1.000		
	31		
2 All Rec Combined North WHM #2	0.684	1.000	
	27	31	
	1	2	

GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING FOR NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS

Loss component number and title	Weighted SSE	N	Weighted MSE	Current weight	Suggested weight	R-squared in CPUE
Loss(-1) SSE in yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty for B1R > 2	0.000E+00	1	N/A	1.000E+08	N/A	
Loss(1) All LL Combined WHM North	6.476E+00	31	2.233E-01	1.000E+00	6.773E-01	0.573
Loss(2) All Rec Combined North WHM #2	3.316E+00	31	1.144E-01	1.000E+00	1.323E+00	0.564

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 9.79281332E+00

Number of restarts required for convergence: 3
 Est. B-ratio coverage index (0 worst, 2 best): 1.6619
 Est. B-ratio nearness index (0 worst, 1 best): 1.0000

MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Starting guess	Estimated	User guess
B1R Starting biomass ratio, year 56	2.000E+00	2.000E+00	0	1
MSY Maximum sustainable yield	5.444E+02	1.500E+03	1	1
r Intrinsic rate of increase	1.214E-01	6.000E-01	1	1
..... Catchability coefficients by fishery:				
q(1) All LL Combined WHM North	1.392E-04	2.500E-04	1	1
q(2) All Rec Combined North WHM #2	1.299E-04	2.500E-04	1	1

MANAGEMENT PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

Parameter	Estimate	Formula
MSY Maximum sustainable yield	5.444E+02	Kr/4
K Maximum stock biomass	1.794E+04	
Bmsy Stock biomass at MSY	8.968E+03	K/2
Fmsy Fishing mortality at MSY	6.070E-02	r/2
F(0.1) Management benchmark	5.463E-02	0.9*Fmsy
Y(0.1) Equilibrium yield at F(0.1)	5.389E+02	0.99*MSY
B-ratio Ratio of B(96) to Bmsy	3.229E-01	
F-ratio Ratio of F(95) to Fmsy	2.429E+00	
Y-ratio Proportion of MSY avail in 96	5.415E-01	2*Br-Br^2 Ye(96) = 2.948E+02
..... Fishing effort at MSY in units of each fishery:		
fmsy(1) All LL Combined WHM North	4.360E+02	r/2q(1) f(0.1) = 3.924E+02
fmsy(2) All Rec Combined North WHM #2	4.673E+02	r/2q(2) f(0.1) = 4.206E+02

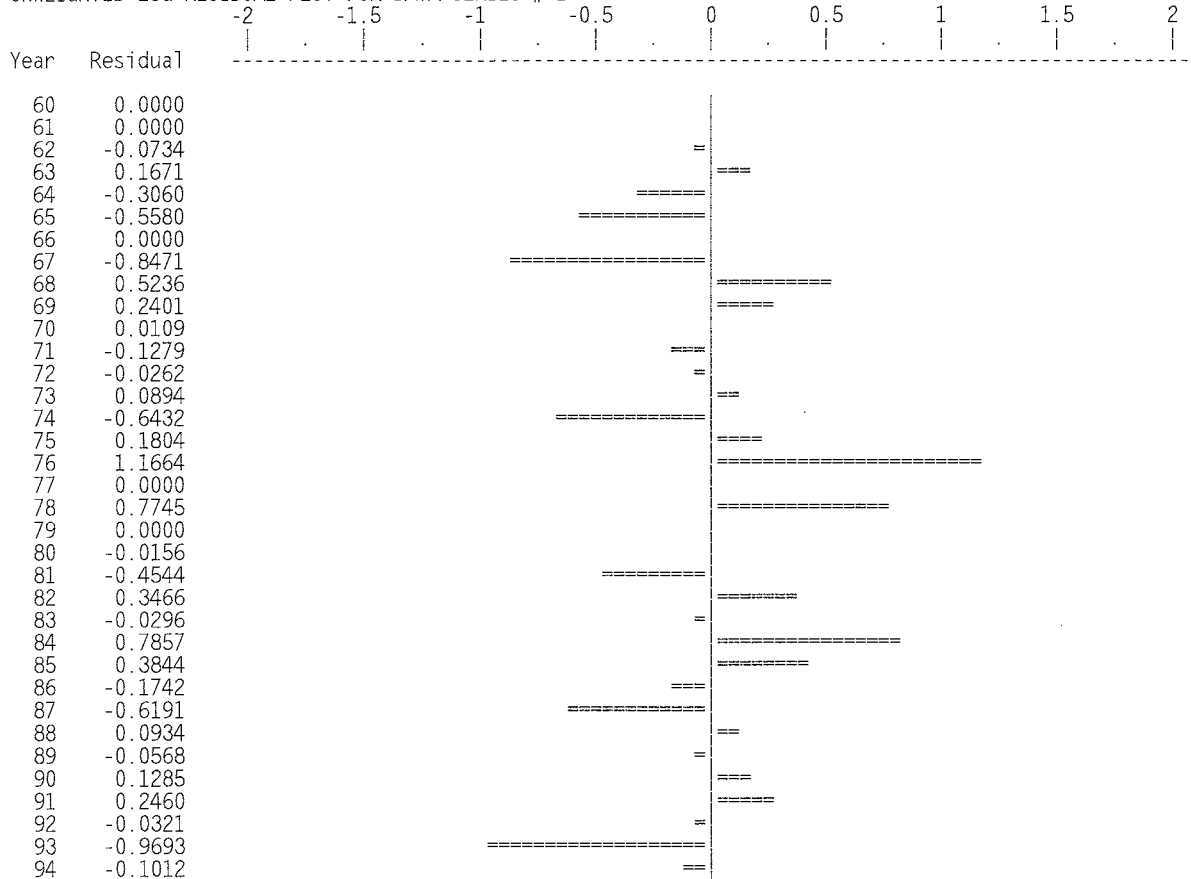
ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)

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	56	0.000	1.794E+04	1.793E+04	4.000E+00	4.000E+00	2.333E-01	3.674E-03	2.000E+00
2	57	0.001	1.793E+04	1.792E+04	2.500E+01	2.500E+01	1.887E+00	2.298E-02	2.000E+00
3	58	0.003	1.791E+04	1.788E+04	6.200E+01	6.200E+01	6.669E+00	5.712E-02	1.997E+00
4	59	0.001	1.785E+04	1.785E+04	1.600E+01	1.600E+01	1.029E+01	1.477E-02	1.991E+00
5	60	0.005	1.785E+04	1.781E+04	8.500E+01	8.500E+01	1.491E+01	7.861E-02	1.990E+00
6	61	0.006	1.778E+04	1.773E+04	1.080E+02	1.080E+02	2.411E+01	1.003E-01	1.982E+00
7	62	0.022	1.769E+04	1.752E+04	3.810E+02	3.810E+02	4.879E+01	3.582E-01	1.973E+00
8	63	0.054	1.736E+04	1.695E+04	9.140E+02	9.140E+02	1.127E+02	8.883E-01	1.936E+00
9	64	0.107	1.656E+04	1.580E+04	1.694E+03	1.694E+03	2.270E+02	1.766E+00	1.847E+00
10	65	0.150	1.509E+04	1.418E+04	2.127E+03	2.127E+03	3.589E+02	2.472E+00	1.683E+00
11	66	0.142	1.333E+04	1.263E+04	1.798E+03	1.798E+03	4.525E+02	2.345E+00	1.486E+00
12	67	0.049	1.198E+04	1.193E+04	5.880E+02	5.880E+02	4.851E+02	8.121E-01	1.336E+00
13	68	0.059	1.188E+04	1.177E+04	6.920E+02	6.920E+02	4.910E+02	9.681E-01	1.324E+00
14	69	0.107	1.168E+04	1.131E+04	1.215E+03	1.215E+03	5.068E+02	1.769E+00	1.302E+00
15	70	0.099	1.097E+04	1.070E+04	1.055E+03	1.055E+03	5.240E+02	1.625E+00	1.223E+00
16	71	0.156	1.044E+04	9.918E+03	1.547E+03	1.547E+03	5.377E+02	2.570E+00	1.164E+00
17	72	0.133	9.427E+03	9.088E+03	1.208E+03	1.208E+03	5.440E+02	2.190E+00	1.051E+00
18	73	0.118	8.763E+03	8.525E+03	1.010E+03	1.010E+03	5.429E+02	1.952E+00	9.772E-01
19	74	0.154	8.296E+03	7.946E+03	1.222E+03	1.222E+03	5.370E+02	2.533E+00	9.251E-01
20	75	0.155	7.611E+03	7.303E+03	1.129E+03	1.129E+03	5.254E+02	2.547E+00	8.487E-01
21	76	0.156	7.008E+03	6.731E+03	1.052E+03	1.052E+03	5.103E+02	2.575E+00	7.814E-01
22	77	0.077	6.466E+03	6.466E+03	5.010E+02	5.010E+02	5.020E+02	1.276E+00	7.210E-01
23	78	0.066	6.467E+03	6.505E+03	4.280E+02	4.280E+02	5.033E+02	1.084E+00	7.211E-01
24	79	0.074	6.542E+03	6.554E+03	4.822E+02	4.822E+02	5.049E+02	1.212E+00	7.295E-01
25	80	0.079	6.565E+03	6.557E+03	5.205E+02	5.205E+02	5.050E+02	1.308E+00	7.321E-01
26	81	0.123	6.549E+03	6.403E+03	7.881E+02	7.881E+02	4.998E+02	2.028E+00	7.303E-01
27	82	0.108	6.261E+03	6.174E+03	6.642E+02	6.642E+02	4.915E+02	1.772E+00	6.982E-01
28	83	0.239	6.088E+03	5.636E+03	1.345E+03	1.345E+03	4.688E+02	3.932E+00	6.789E-01
29	84	0.145	5.212E+03	5.064E+03	7.320E+02	7.320E+02	4.412E+02	2.381E+00	5.812E-01
30	85	0.206	4.921E+03	4.646E+03	9.554E+02	9.554E+02	4.178E+02	3.388E+00	5.488E-01
31	86	0.213	4.383E+03	4.130E+03	8.808E+02	8.808E+02	3.858E+02	3.513E+00	4.888E-01
32	87	0.162	3.888E+03	3.763E+03	6.081E+02	6.081E+02	3.610E+02	2.662E+00	4.336E-01
33	88	0.113	3.641E+03	3.613E+03	4.071E+02	4.071E+02	3.503E+02	1.856E+00	4.061E-01
34	89	0.109	3.584E+03	3.563E+03	3.900E+02	3.900E+02	3.466E+02	1.803E+00	3.997E-01
35	90	0.116	3.541E+03	3.508E+03	4.075E+02	4.075E+02	3.426E+02	1.913E+00	3.949E-01
36	91	0.086	3.476E+03	3.497E+03	3.010E+02	3.010E+02	3.417E+02	1.418E+00	3.876E-01
37	92	0.152	3.517E+03	3.423E+03	5.210E+02	5.210E+02	3.363E+02	2.507E+00	3.922E-01
38	93	0.135	3.332E+03	3.274E+03	4.410E+02	4.410E+02	3.249E+02	2.219E+00	3.716E-01
39	94	0.159	3.216E+03	3.123E+03	4.970E+02	4.970E+02	3.131E+02	2.622E+00	3.586E-01
40	95	0.147	3.032E+03	2.963E+03	4.370E+02	4.370E+02	3.003E+02	2.429E+00	3.381E-01
41	96		2.896E+03						3.229E-01

Data type CC: CPUE-catch series		Series weight: 1.000						
Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log effort	Resid in yield
1	56	*	1.602E+00	0.0002	4.000E+00	4.000E+00	0.00000	0.000E+00
2	57	*	1.002E+01	0.0014	2.500E+01	2.500E+01	0.00000	0.000E+00
3	58	*	2.490E+01	0.0035	6.200E+01	6.200E+01	0.00000	0.000E+00
4	59	*	6.438E+00	0.0009	1.600E+01	1.600E+01	0.00000	0.000E+00
5	60	*	1.008E+01	0.0014	2.500E+01	2.500E+01	0.00000	0.000E+00
6	61	*	1.660E+01	0.0023	4.100E+01	4.100E+01	0.00000	0.000E+00
7	62	1.150E+02	1.238E+02	0.0172	3.020E+02	3.020E+02	-0.07341	0.000E+00
8	63	4.247E+02	3.593E+02	0.0500	8.480E+02	8.480E+02	0.16715	0.000E+00
9	64	5.422E+02	7.363E+02	0.1025	1.620E+03	1.620E+03	-0.30600	0.000E+00
10	65	5.938E+02	1.038E+03	0.1445	2.048E+03	2.048E+03	-0.55801	0.000E+00
11	66	*	9.729E+02	0.1355	1.711E+03	1.711E+03	0.00000	0.000E+00
12	67	1.283E+02	2.993E+02	0.0417	4.970E+02	4.970E+02	-0.84710	0.000E+00
13	68	6.116E+02	3.623E+02	0.0504	5.940E+02	5.940E+02	0.52364	0.000E+00
14	69	9.015E+02	7.091E+02	0.0987	1.117E+03	1.117E+03	0.24008	0.000E+00
15	70	6.374E+02	6.305E+02	0.0878	9.390E+02	9.390E+02	0.01094	0.000E+00
16	71	9.176E+02	1.043E+03	0.1452	1.440E+03	1.440E+03	-0.12791	0.000E+00
17	72	8.461E+02	8.685E+02	0.1209	1.099E+03	1.099E+03	-0.02621	0.000E+00
18	73	8.300E+02	7.590E+02	0.1057	9.010E+02	9.010E+02	0.08937	0.000E+00
19	74	5.259E+02	1.001E+03	0.1393	1.107E+03	1.107E+03	-0.64316	0.000E+00
20	75	1.199E+03	1.001E+03	0.1394	1.018E+03	1.018E+03	0.18043	0.000E+00
21	76	3.214E+03	1.001E+03	0.1394	9.381E+02	9.381E+02	1.16643	0.000E+00
22	77	*	4.332E+02	0.0603	3.900E+02	3.900E+02	0.00000	0.000E+00
23	78	7.594E+02	3.500E+02	0.0487	3.170E+02	3.170E+02	0.77450	0.000E+00
24	79	*	4.068E+02	0.0566	3.712E+02	3.712E+02	0.00000	0.000E+00
25	80	4.405E+02	4.474E+02	0.0623	4.085E+02	4.085E+02	-0.01561	0.000E+00
26	81	4.821E+02	7.595E+02	0.1057	6.771E+02	6.771E+02	-0.45438	0.000E+00
27	82	9.118E+02	6.447E+02	0.0898	5.542E+02	5.542E+02	0.34663	0.000E+00
28	83	1.485E+03	1.529E+03	0.2129	1.200E+03	1.200E+03	-0.02962	0.000E+00
29	84	1.811E+03	8.254E+02	0.1149	5.820E+02	5.820E+02	0.78574	0.000E+00
30	85	1.833E+03	1.248E+03	0.1738	8.074E+02	8.074E+02	0.38437	0.000E+00
31	86	1.237E+03	1.473E+03	0.2050	8.468E+02	8.468E+02	-0.17418	0.000E+00
32	87	5.252E+02	9.755E+02	0.1358	5.111E+02	5.111E+02	-0.61909	0.000E+00
33	88	7.161E+02	6.523E+02	0.0908	3.281E+02	3.281E+02	0.09341	0.000E+00
34	89	6.723E+02	7.116E+02	0.0991	3.530E+02	3.530E+02	-0.05683	0.000E+00
35	90	8.694E+02	7.646E+02	0.1065	3.735E+02	3.735E+02	0.12849	0.000E+00
36	91	6.987E+02	5.464E+02	0.0761	2.660E+02	2.660E+02	0.24598	0.000E+00
37	92	1.016E+03	1.049E+03	0.1461	5.000E+02	5.000E+02	-0.03208	0.000E+00
38	93	3.437E+02	9.061E+02	0.1262	4.130E+02	4.130E+02	-0.96927	0.000E+00
39	94	9.374E+02	1.037E+03	0.1444	4.510E+02	4.510E+02	-0.10121	0.000E+00
40	95	9.225E+02	1.023E+03	0.1424	4.220E+02	4.220E+02	-0.10331	0.000E+00

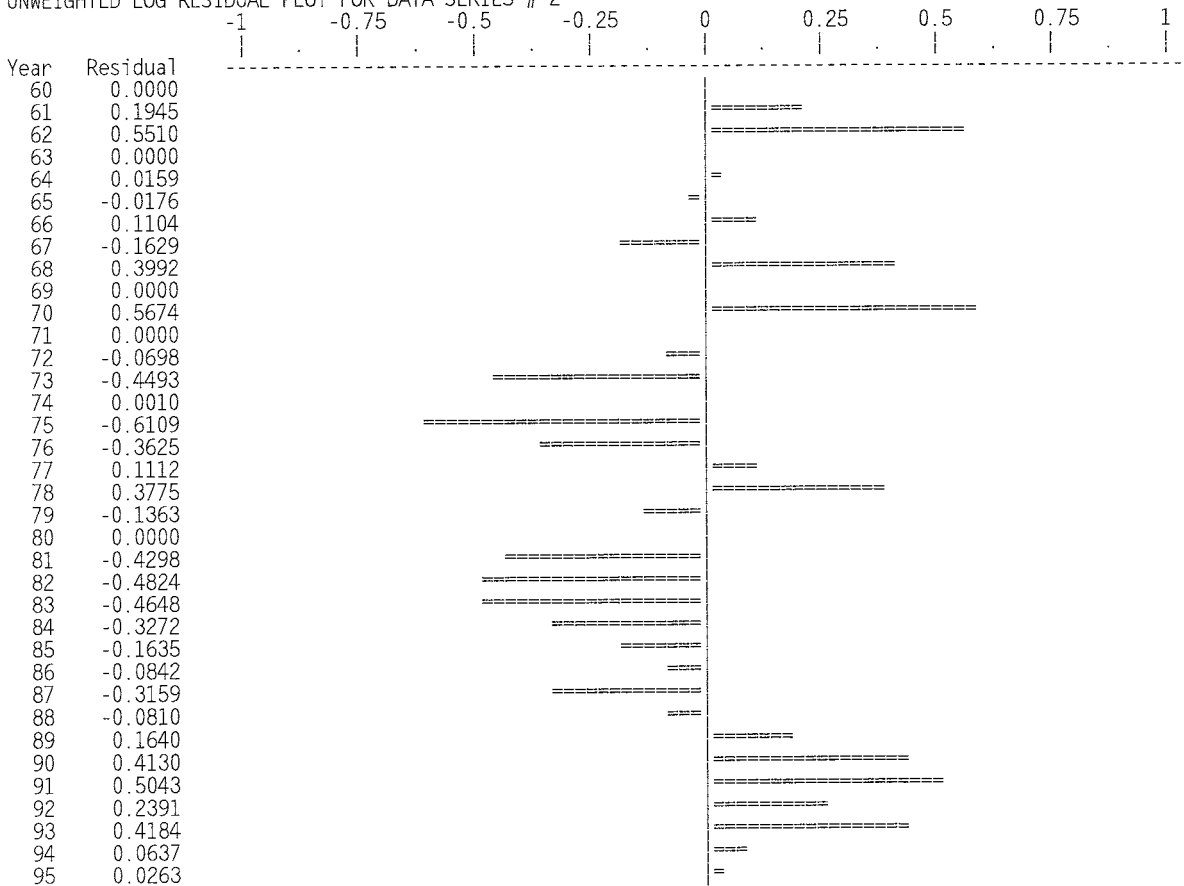
* Asterisk indicates missing value(s).

UNWEIGHTED LOG RESIDUAL PLOT FOR DATA SERIES # 1



Obs	Year	Observed effort	Estimated effort	Estim F	Observed yield	Model yield	Series weight: 1.000 Resid in log effort	Resid in yield
1	56	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
2	57	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
3	58	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
4	59	*	0.000E+00	0.0000	0.000E+00	0.000E+00	0.00000	0.000E+00
5	60	*	2.593E+01	0.0034	6.000E+01	6.000E+01	0.00000	0.000E+00
6	61	3.533E+01	2.908E+01	0.0038	6.700E+01	6.700E+01	0.19455	0.000E+00
7	62	6.021E+01	3.470E+01	0.0045	7.900E+01	7.900E+01	0.55105	0.000E+00
8	63	*	2.997E+01	0.0039	6.600E+01	6.600E+01	0.00000	0.000E+00
9	64	3.663E+01	3.605E+01	0.0047	7.400E+01	7.400E+01	0.01589	0.000E+00
10	65	4.215E+01	4.290E+01	0.0056	7.900E+01	7.900E+01	-0.01759	0.000E+00
11	66	5.921E+01	5.302E+01	0.0069	8.700E+01	8.700E+01	0.11043	0.000E+00
12	67	4.991E+01	5.873E+01	0.0076	9.100E+01	9.100E+01	-0.16285	0.000E+00
13	68	9.551E+01	6.407E+01	0.0083	9.800E+01	9.800E+01	0.39923	0.000E+00
14	69	*	6.668E+01	0.0087	9.800E+01	9.800E+01	0.00000	0.000E+00
15	70	1.472E+02	8.348E+01	0.0108	1.160E+02	1.160E+02	0.56744	0.000E+00
16	71	*	8.305E+01	0.0108	1.070E+02	1.070E+02	0.00000	0.000E+00
17	72	8.610E+01	9.233E+01	0.0120	1.090E+02	1.090E+02	-0.06984	0.000E+00
18	73	6.280E+01	9.842E+01	0.0128	1.090E+02	1.090E+02	-0.44929	0.000E+00
19	74	1.115E+02	1.114E+02	0.0145	1.150E+02	1.150E+02	0.00103	0.000E+00
20	75	6.352E+01	1.170E+02	0.0152	1.110E+02	1.110E+02	-0.61089	0.000E+00
21	76	9.073E+01	1.304E+02	0.0169	1.140E+02	1.140E+02	-0.36250	0.000E+00
22	77	1.477E+02	1.321E+02	0.0172	1.110E+02	1.110E+02	0.11119	0.000E+00
23	78	1.916E+02	1.314E+02	0.0171	1.110E+02	1.110E+02	0.37750	0.000E+00
24	79	1.138E+02	1.304E+02	0.0169	1.110E+02	1.110E+02	-0.13628	0.000E+00
25	80	*	1.315E+02	0.0171	1.120E+02	1.120E+02	0.00000	0.000E+00
26	81	8.682E+01	1.334E+02	0.0173	1.110E+02	1.110E+02	-0.42981	0.000E+00
27	82	8.467E+01	1.372E+02	0.0178	1.100E+02	1.100E+02	-0.48235	0.000E+00
28	83	1.244E+02	1.980E+02	0.0257	1.450E+02	1.450E+02	-0.46481	0.000E+00
29	84	1.644E+02	2.280E+02	0.0296	1.500E+02	1.500E+02	-0.32718	0.000E+00
30	85	2.083E+02	2.452E+02	0.0319	1.480E+02	1.480E+02	-0.16346	0.000E+00
31	86	5.825E+01	6.337E+01	0.0082	3.400E+01	3.400E+01	-0.08424	0.000E+00
32	87	1.447E+02	1.984E+02	0.0258	9.700E+01	9.700E+01	-0.31591	0.000E+00
33	88	1.552E+02	1.683E+02	0.0219	7.900E+01	7.900E+01	-0.08099	0.000E+00
34	89	9.420E+01	7.995E+01	0.0104	3.700E+01	3.700E+01	0.16403	0.000E+00
35	90	1.127E+02	7.460E+01	0.0097	3.400E+01	3.400E+01	0.41297	0.000E+00
36	91	1.276E+02	7.705E+01	0.0100	3.500E+01	3.500E+01	0.50433	0.000E+00
37	92	5.998E+01	4.722E+01	0.0061	2.100E+01	2.100E+01	0.23913	0.000E+00
38	93	1.001E+02	6.584E+01	0.0086	2.800E+01	2.800E+01	0.41845	0.000E+00
39	94	1.208E+02	1.134E+02	0.0147	4.600E+01	4.600E+01	0.06366	0.000E+00
40	95	4.001E+01	3.897E+01	0.0051	1.500E+01	1.500E+01	0.02627	0.000E+00

* Asterisk indicates missing value(s).



RESULTS OF BOOTSTRAPPED ANALYSIS

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
Blratio	2.000E+00	2.000E+00	0.00%	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	2.000E+00	2.270E-10	0.000
K	1.826E+04	1.794E+04	-1.75%	1.149E+04	3.200E+04	1.417E+04	2.512E+04	1.095E+04	0.600
r	1.169E-01	1.214E-01	3.84%	1.000E-02	2.700E-01	5.051E-02	1.911E-01	1.406E-01	1.202
q(1)	1.374E-04	1.392E-04	1.34%	6.843E-05	2.565E-04	9.251E-05	1.926E-04	1.001E-04	0.728
q(2)	1.263E-04	1.299E-04	2.82%	6.247E-05	2.325E-04	8.101E-05	1.743E-04	9.332E-05	0.739
MSY	5.359E+02	5.444E+02	1.59%	8.512E+01	7.718E+02	3.100E+02	6.737E+02	3.637E+02	0.679
Ye(96)	3.006E+02	2.948E+02	-1.92%	8.362E+01	4.444E+02	2.074E+02	3.811E+02	1.737E+02	0.578
Bmsy	9.128E+03	8.968E+03	-1.75%	5.744E+03	1.600E+04	7.085E+03	1.256E+04	5.476E+03	0.600
Fmsy	5.846E-02	6.070E-02	3.84%	5.000E-03	1.350E-01	2.525E-02	9.555E-02	7.030E-02	1.202
fmsy(1)	4.304E+02	4.360E+02	1.30%	8.472E+01	5.559E+02	2.789E+02	5.019E+02	2.230E+02	0.518
fmsy(2)	4.686E+02	4.673E+02	-0.28%	1.144E+02	6.035E+02	3.331E+02	5.480E+02	2.149E+02	0.459
F(0.1)	5.262E-02	5.463E-02	3.45%	4.500E-03	1.215E-01	2.273E-02	8.600E-02	6.327E-02	1.202
Y(0.1)	5.305E+02	5.389E+02	1.57%	8.427E+01	7.641E+02	3.069E+02	6.670E+02	3.601E+02	0.679
B-ratio	3.205E-01	3.229E-01	0.73%	2.386E-01	4.129E-01	2.800E-01	3.683E-01	8.836E-02	0.276
F-ratio	2.373E+00	2.429E+00	2.39%	1.602E+00	8.414E+00	1.881E+00	3.406E+00	1.525E+00	0.643
Y-ratio	5.383E-01	5.415E-01	0.59%	4.203E-01	6.553E-01	4.816E-01	6.010E-01	1.194E-01	0.222
f0.1(1)	3.874E+02	3.924E+02	1.17%	7.625E+01	5.003E+02	2.510E+02	4.517E+02	2.007E+02	0.518
f0.1(2)	4.217E+02	4.206E+02	-0.25%	1.029E+02	5.432E+02	2.998E+02	4.932E+02	1.934E+02	0.459
q2/q1	9.296E-01	9.330E-01	0.36%	8.153E-01	1.065E+00	8.633E-01	9.975E-01	1.342E-01	0.144

NOTES ON BOOTSTRAPPED ESTIMATES:

- The bootstrapped results shown were computed from 1000 trials.
- These results are conditional on the constraints placed upon MSY and K in the input file (ASPIC.INP).
- All bootstrapped intervals are approximate. The statistical literature recommends using at least 1000 trials for accurate 95% intervals. The 80% intervals used by ASPIC should require fewer trials for equivalent accuracy. Using at least 500 trials is recommended.
- The bias corrections used here are based on medians. This is an accepted statistical procedure, but may estimate nonzero bias for unbiased, skewed estimators.

Trials replaced for lack of convergence: 0
 Trials replaced for MSY out-of-bounds: 0
 Trials replaced for r out-of-bounds: 0
 Residual-adjustment factor: 1.0339

Brazilian BUM Data 242
12:16 Monday, January 29, 1996

----- YR=71 -----

Variable	Sum
BUM	9709.00
WHM	13781.00
HOOKS	650400.00

----- YR=90 -----

Variable	Sum
BUM	11293.00
WHM	122863.00
HOOKS	2571600.00

----- YR=91 -----

Variable	Sum
BUM	12213.00
WHM	225138.00
HOOKS	3270280.00

GLM on proportion positives 243
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	8	86 87 88 89 92 93 94 95
QTR	4	1 2 3 4
FAREA	2	Middl North
SOURCE	1	CaptLogs
GEAR	2	LL SL
HBF	6	3 4 5 6 7 8

Number of observations in data set = 133

GLM on proportion positives 244
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: POS

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	1.21210529	0.08657895	2.05	0.0193
Error	118	4.97592320	0.04216884		
Corrected Total	132	6.18802850			
R-Square		C.V.	Root MSE		POS Mean
	0.195879	78.14374	0.2053505		0.2627856

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	7	0.20174777	0.02882111	0.68	0.6858
QTR	3	0.59852626	0.19950875	4.73	0.0037
GEAR	1	0.24340139	0.24340139	5.77	0.0178
QTR*GEAR	3	0.17016570	0.05672190	1.35	0.2631

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT	0.6269151403 B	6.82	0.0001	0.09186861
YR 86	-.0742282870 B	-0.82	0.4165	0.09103411
87	-.0784358097 B	-0.91	0.3668	0.08656832
88	-.1283302692 B	-1.48	0.1409	0.08656832
89	-.0309355398 B	-0.32	0.7491	0.09651372
92	-.0331828384 B	-0.53	0.5957	0.06236260
93	-.0520807786 B	-0.82	0.4129	0.06338626
94	-.1033844936 B	-1.83	0.0691	0.05635892
95	0.0000000000 B	.	.	.
QTR 1	-.2996675300 B	-2.43	0.0165	0.12324439
2	-.3471769175 B	-2.92	0.0042	0.11893070
3	-.1903685752 B	-1.83	0.0703	0.10423333
4	0.0000000000 B	.	.	.
GEAR LL	-.2531187640 B	-2.53	0.0126	0.09992610
SL	0.0000000000 B	.	.	.
QTR*GEAR 1 LL	0.2269783037 B	1.67	0.0970	0.13567461
1 SL	0.0000000000 B	.	.	.
2 LL	0.2103587708 B	1.58	0.1179	0.13355745
2 SL	0.0000000000 B	.	.	.
3 LL	0.0760517862 B	0.63	0.5292	0.12050972
3 SL	0.0000000000 B	.	.	.
4 LL	0.0000000000 B	.	.	.
4 SL	0.0000000000 B	.	.	.

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

GLM on proportion positives 245
12:16 Monday, January 29, 1996
General Linear Models Procedure
Least Squares Means

YR	POS LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T H0:LSMEAN=0	LSMEAN Number
86	0.28099782	0.08200833	0.0008	1
87	0.27679030	0.07710632	0.0005	2
88	0.22689584	0.07710632	0.0039	3
89	0.32429057	0.08849361	0.0004	4
92	0.32204327	0.04857361	0.0001	5
93	0.30314533	0.05028485	0.0001	6
94	0.25184162	0.03912014	0.0001	7
95	0.35522611	0.04015181	0.0001	8

Pr > |T| H0: LSMEAN(i)=LSMEAN(j)

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8
1	.	0.9685	0.6121	0.7079	0.6455	0.8043	0.7460	0.4165
2	0.9685	.	0.6279	0.6712	0.5946	0.7557	0.7706	0.3668
3	0.6121	0.6279	.	0.3846	0.2641	0.3688	0.7706	0.1409
4	0.7079	0.6712	0.3846	.	0.9813	0.8237	0.4506	0.7491
5	0.6455	0.5946	0.2641	0.9813	.	0.7602	0.2612	0.5957
6	0.8043	0.7557	0.3688	0.8237	0.7602	.	0.4117	0.4129
7	0.7460	0.7706	0.7706	0.4506	0.2612	0.4117	.	0.0691
8	0.4165	0.3668	0.1409	0.7491	0.5957	0.4129	0.0691	.

NOTE: To ensure overall protection level, only probabilities associated with pre-planned comparisons should be used.

GLM on proportion positives 246
12:16 Monday, January 29, 1996

OBS	_NAME_	YR	LSMEAN	STDERR
1	POS	86	0.28100	0.082008
2	POS	87	0.27679	0.077106
3	POS	88	0.22690	0.077106
4	POS	89	0.32429	0.088494
5	POS	92	0.32204	0.048574
6	POS	93	0.30315	0.050285
7	POS	94	0.25184	0.039120
8	POS	95	0.35523	0.040152

GLM on positive catches 247
12:16 Monday, January 29, 1996

OBS	YR	LPOS	SELPOS	PPOS
1	86	0.28100	0.082008	0.32891
2	87	0.27679	0.077106	0.32282
3	88	0.22690	0.077106	0.25843
4	89	0.32429	0.088494	0.38848
5	92	0.32204	0.048574	0.38157
6	93	0.30315	0.050285	0.35582
7	94	0.25184	0.039120	0.28738
8	95	0.35523	0.040152	0.42765

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	8	86 87 88 89 92 93 94 95
QTR	4	1 2 3 4
FAREA	2	Middl North
SOURCE	1	CaptLogs
GEAR	2	LL SL
HBF	6	3 4 5 6 7 8

Number of observations in data set = 133

NOTE: Due to missing values, only 105 observations can be used in this analysis.

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: BPUE
Weight: NOBS

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	19	1016.0868471	53.4782551	8.33	0.0001
Error	85	545.4312367	6.4168381		
Corrected Total	104	1561.5180838			
	R-Square	C.V.	Root MSE		BPUE Mean
	0.650705	-47.53152	2.5331479		-5.3294067

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	7	151.73397129	21.67628161	3.38	0.0031
QTR	3	108.09184053	36.03061351	5.62	0.0015
GEAR	1	52.18844451	52.18844451	8.13	0.0055
HBF	4	82.28738941	20.57184735	3.21	0.0168
FAREA	1	37.56451360	37.56451360	5.85	0.0177
QTR*FAREA	3	70.46495497	23.48831832	3.66	0.0155

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate	
INTERCEPT	-3.916029775 B	-5.35	0.0001	0.73239282	
YR	86	-0.582286055 B	-1.79	0.0772	0.32545262
	87	-0.368876390 B	-1.09	0.2788	0.33841771
	88	-0.255403426 B	-0.77	0.4431	0.33142530
	89	0.482170307 B	1.56	0.1233	0.30975455
	92	0.285597319 B	0.90	0.3686	0.31597871
	93	0.367794859 B	1.20	0.2318	0.30536423
	94	0.514658806 B	1.82	0.0722	0.28269226
	95	0.000000000 B	.	.	.
QTR	1	0.630819817 B	1.44	0.1535	0.43807394
	2	0.569248545 B	0.96	0.3382	0.59098719
	3	-0.621635278 B	-1.64	0.1041	0.37835072
	4	0.000000000 B	.	.	.
GEAR	LL	-1.485740892 B	-2.85	0.0055	0.52097447
	SL	0.000000000 B	.	.	.
HBF	3	0.535606910 B	0.57	0.5719	0.94382332
	4	0.740528360 B	1.07	0.2892	0.69433965
	5	0.452980489 B	1.02	0.3123	0.44562516
	6	-0.272749915 B	-0.64	0.5236	0.42589557
	7	0.000000000 B	.	.	.
FAREA	Middl	0.287630352 B	0.64	0.5227	0.44809725
	North	0.000000000 B	.	.	.
QTR*FAREA	1 Middl	-1.162896338 B	-2.01	0.0479	0.57922636
	1 North	0.000000000 B	.	.	.
	2 Middl	-1.737297731 B	-2.53	0.0131	0.68588252
	2 North	0.000000000 B	.	.	.
	3 Middl	-0.234797767 B	-0.46	0.6472	0.51128355
	3 North	0.000000000 B	.	.	.

Dependent Variable: BPUE

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
QTR*FAREA 4 Middl	0.00000000 B	.	.	.
4 North	0.00000000 B	.	.	.

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

General Linear Models Procedure
 Least Squares Means

YR	BPUE LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T H0:LSMEAN=0	LSMEAN Number
86	-5.05336364	0.31149621	0.0001	1
87	-4.83995397	0.32396799	0.0001	2
88	-4.72648101	0.31818171	0.0001	3
89	-3.98890728	0.30008387	0.0001	4
92	-4.18548027	0.24841255	0.0001	5
93	-4.10328273	0.25592300	0.0001	6
94	-3.95641878	0.23627646	0.0001	7
95	-4.47107758	0.25762849	0.0001	8

Pr > |T| H0: LSMEAN(i)=LSMEAN(j)

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8
1	.	0.5206	0.3103	0.0007	0.0077	0.0028	0.0004	0.0772
2	0.5206	.	0.7379	0.0090	0.0542	0.0254	0.0063	0.2788
3	0.3103	0.7379	.	0.0198	0.0978	0.0505	0.0141	0.4431
4	0.0007	0.0090	0.0198	.	0.5256	0.7006	0.9100	0.1233
5	0.0077	0.0542	0.0978	0.5256	.	0.7294	0.3762	0.3686
6	0.0028	0.0254	0.0505	0.7006	0.7294	.	0.5508	0.2318
7	0.0004	0.0063	0.0141	0.9100	0.3762	0.5508	.	0.0722
8	0.0772	0.2788	0.4431	0.1233	0.3686	0.2318	0.0722	.

NOTE: To ensure overall protection level, only probabilities associated with pre-planned comparisons should be used.

OBS	YR	LCPU	SELCPU	CPUE
1	86	-5.05336	0.31150	0.006705
2	87	-4.83995	0.32397	0.008333
3	88	-4.72648	0.31818	0.009317
4	89	-3.98891	0.30008	0.019373
5	92	-4.18548	0.24841	0.015692
6	93	-4.10328	0.25592	0.017068
7	94	-3.95642	0.23628	0.019673
8	95	-4.47108	0.25763	0.011821

Correlation Analysis

2 'VAR' Variables: PPOS CPUE

Simple Statistics

Variable	N	Mean	Std Dev	Median	Minimum	Maximum
PPOS	8	0.34388	0.05572	0.34237	0.25843	0.42765
CPUE	8	0.01350	0.00512	0.01376	0.00671	0.01967

Kendall Tau b Correlation Coefficients / Prob > |R| under Ho: Rho=0 / N = 8

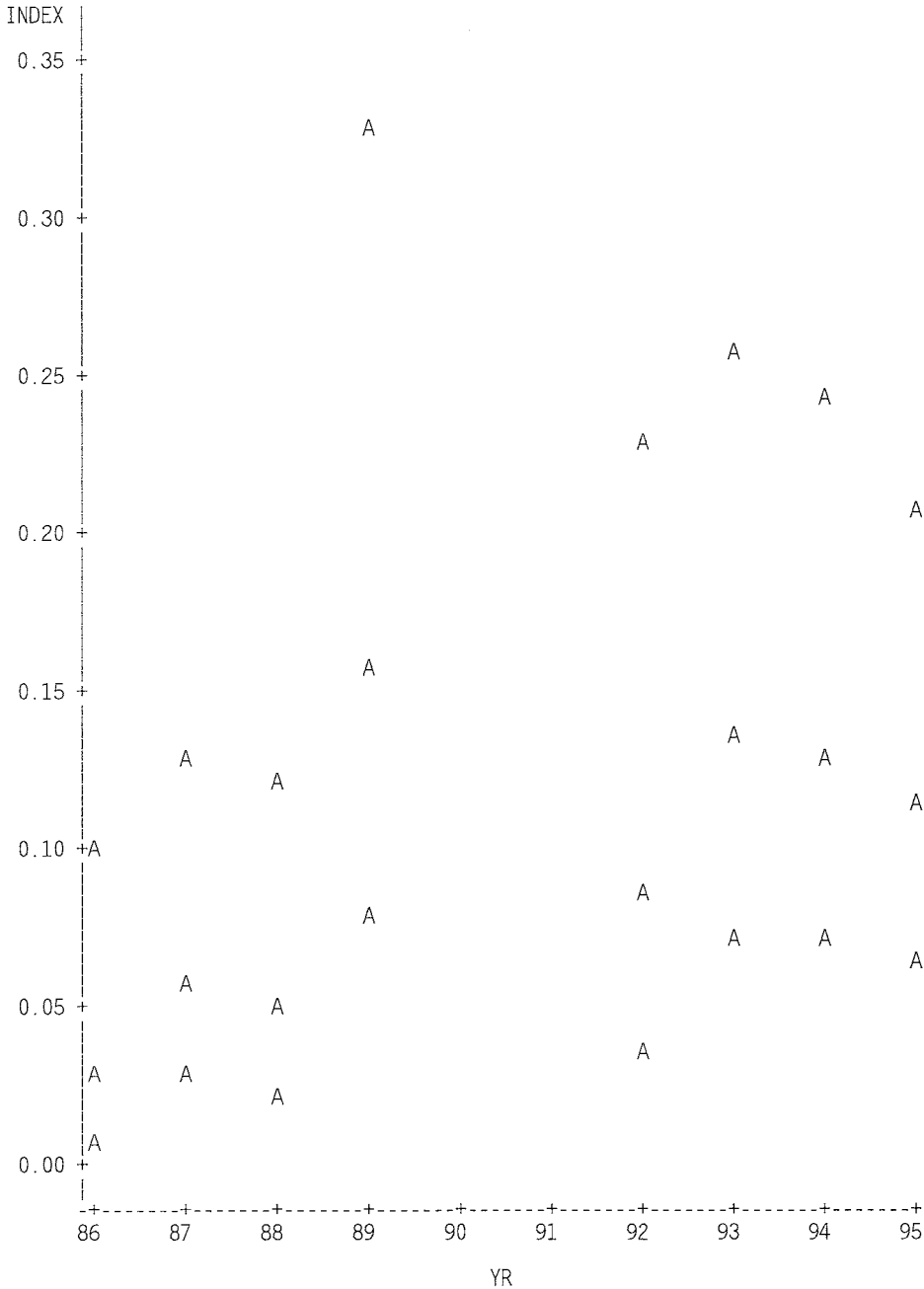
	PPOS	CPUE
PPOS	1.00000 0.0	0.07143 0.8046
CPUE	0.07143 0.8046	1.00000 0.0

Brazilian BUM Data 256
 12:16 Monday, July 15 1996

YR	BC_CPU	BC_POS	INDEX	SE_I	CV_I
86	0.08907	0.34813	0.03101	0.036329	1.17154
87	0.16714	0.34299	0.05733	0.041037	0.71581
88	0.18755	0.27763	0.05207	0.040246	0.77291
89	0.39421	0.40700	0.16044	0.099784	0.62193
90
91
92	0.21452	0.40768	0.08746	0.078780	0.90078
93	0.35567	0.38121	0.13559	0.073020	0.53855
94	0.41380	0.31279	0.12943	0.067803	0.52384
95	0.24611	0.45572	0.11216	0.057997	0.51710

Brazilian BUM Data 257
 12:16 Monday, January 29, 1996

Plot of INDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
 Plot of UINDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
 Plot of LINDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.



NOTE: 6 obs had missing values.

----- YR=71 -----

Variable	Sum
BUM	9709.00
WHM	13781.00
HOOKS	650400.00

----- YR=90 -----

Variable	Sum
BUM	11293.00
WHM	122863.00
HOOKS	2571600.00

----- YR=91 -----

Variable	Sum
BUM	12213.00
WHM	225138.00
HOOKS	3270280.00

GLM on proportion positives 373
 12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure
 Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	8	86 87 88 89 92 93 94 95
QTR	4	1 2 3 4
FAREA	3	Middl North South
SOURCE	1	CaptLogs
GEAR	2	LL SL

Number of observations in data set = 107

GLM on proportion positives 374
 12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: POS

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	19	2.04261653	0.10750613	5.51	0.0001
Error	87	1.69701146	0.01950588		
Corrected Total	106	3.73962798			
	R-Square	C.V.	Root MSE		POS Mean
	0.546208	25.76188	0.1396634		0.5421322

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	7	0.34116630	0.04873804	2.50	0.0218
QTR	3	0.06296558	0.02098853	1.08	0.3636
FAREA	2	0.67149205	0.33574602	17.21	0.0001
GEAR	1	0.00155224	0.00155224	0.08	0.7785
QTR*FAREA	6	1.06721272	0.17786879	9.12	0.0001

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT	0.3458786937 B	5.19	0.0001	0.06663363
YR 86	-.0633486543 B	-1.02	0.3096	0.06198225
87	-.1103931938 B	-1.99	0.0500	0.05554408
88	-.0672178072 B	-1.24	0.2169	0.05404068
89	0.0878209691 B	1.48	0.1416	0.05921152
92	0.0111624036 B	0.23	0.8222	0.04951796
93	-.0238441512 B	-0.44	0.6601	0.05404068
94	-.1012646396 B	-2.26	0.0264	0.04484381
95	0.0000000000 B	.	.	.
QTR 1	0.2912088077 B	3.82	0.0002	0.07616410
2	0.1608334805 B	2.21	0.0295	0.07266947
3	-.0556323525 B	-0.73	0.4651	0.07582814
4	0.0000000000 B	.	.	.
FAREA Middl	0.3461957412 B	4.68	0.0001	0.07400419
North	0.3722742625 B	5.03	0.0001	0.07400419
South	0.0000000000 B	.	.	.
GEAR LL	0.0113669719 B	0.28	0.7785	0.04029478
SL	0.0000000000 B	.	.	.
QTR*FAREA 1 Middl	-.4065953229 B	-4.09	0.0001	0.09936337
1 North	-.5103555993 B	-5.14	0.0001	0.09936337
1 South	0.0000000000 B	.	.	.
2 Middl	-.2279375742 B	-2.35	0.0208	0.09683902
2 North	-.4538641417 B	-4.46	0.0001	0.10174649
2 South	0.0000000000 B	.	.	.
3 Middl	0.0388921758 B	0.39	0.6958	0.09915133
3 North	0.0106381917 B	0.11	0.9148	0.09915133
3 South	0.0000000000 B	.	.	.
4 Middl	0.0000000000 B	.	.	.
4 North	0.0000000000 B	.	.	.
4 South	0.0000000000 B	.	.	.

GLM on proportion positives 375
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

GLM on proportion positives 376
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

YR	POS LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T H0:LSMEAN=0	LSMEAN Number
86	0.49770415	0.05453658	0.0001	1
87	0.45065962	0.04684067	0.0001	2
88	0.49383500	0.04507113	0.0001	3
89	0.64887378	0.05138652	0.0001	4
92	0.57221521	0.03975208	0.0001	5
93	0.53720866	0.04507113	0.0001	6
94	0.45978817	0.03394548	0.0001	7
95	0.56105281	0.02922982	0.0001	8

Pr > |T| H0: LSMEAN(i)=LSMEAN(j)

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8
1	.	0.4752	0.9524	0.0314	0.2437	0.5424	0.5385	0.3096
2	0.4752	.	0.4622	0.0025	0.0380	0.1424	0.8693	0.0500
3	0.9524	0.4622	.	0.0145	0.1650	0.4489	0.5294	0.2169
4	0.0314	0.0025	0.0145	.	0.2126	0.0759	0.0020	0.1416
5	0.2437	0.0380	0.1650	0.2126	.	0.5333	0.0296	0.8222
6	0.5424	0.1424	0.4489	0.0759	0.5333	.	0.1546	0.6601
7	0.5385	0.8693	0.5294	0.0020	0.0296	0.1546	.	0.0264
8	0.3096	0.0500	0.2169	0.1416	0.8222	0.6601	0.0264	.

NOTE: To ensure overall protection level, only probabilities associated with pre-planned comparisons should be used.

GLM on proportion positives 377
12:16 Monday, January 29, 1996

OBS	_NAME_	YR	LSMEAN	STDERR
1	POS	86	0.49770	0.054537
2	POS	87	0.45066	0.046841
3	POS	88	0.49384	0.045071
4	POS	89	0.64887	0.051387
5	POS	92	0.57222	0.039752
6	POS	93	0.53721	0.045071
7	POS	94	0.45979	0.033945


```

      8      POS      95      0.56105      0.029230
      GLM on positive catches                                378
12:16 Monday, January 29, 1996
OBS   YR      LPOS      SELPOS      PPOS
1     86      0.49770      0.054537      0.64739
2     87      0.45066      0.046841      0.57107
3     88      0.49384      0.045071      0.64025
4     89      0.64887      0.051387      0.91591
5     92      0.57222      0.039752      0.77359
6     93      0.53721      0.045071      0.71296
7     94      0.45979      0.033945      0.58465
8     95      0.56105      0.029230      0.75327
      GLM on positive catches                                379
12:16 Monday, January 29, 1996

```

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	8	86 87 88 89 92 93 94 95
QTR	4	1 2 3 4
FAREA	3	Middl North South
SOURCE	1	CaptLogs
GEAR	2	LL SL

Number of observations in data set = 107

NOTE: Due to missing values, only 101 observations can be used in this analysis.

```

      GLM on positive catches                                380
12:16 Monday, January 29, 1996

```

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: WCPU
Weight: NOBS

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	19	1043.5727810	54.9248832	9.53	0.0001
Error	81	466.7263239	5.7620534		
Corrected Total	100	1510.2991049			
	R-Square	C.V.	Root MSE	WCPU Mean	
	0.690971	-63.09560	2.4004277	-3.8044298	

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	7	134.40586615	19.20083802	3.33	0.0036
QTR	3	90.42380857	30.14126952	5.23	0.0024
GEAR	1	42.28971120	42.28971120	7.34	0.0082
FAREA	2	278.38472205	139.19236102	24.16	0.0001
QTR*FAREA	6	241.17292498	40.19548750	6.98	0.0001

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT	-4.219133398 B	-7.54	0.0001	0.55952677
YR				
86	0.413501495 B	1.43	0.1562	0.28890302
87	0.080043393 B	0.29	0.7742	0.27802510
88	0.409342396 B	1.51	0.1357	0.27164176
89	0.635372208 B	2.41	0.0183	0.26382069
92	0.378825911 B	1.63	0.1069	0.23234790
93	-0.111964719 B	-0.49	0.6266	0.22923855
94	-0.232983275 B	-1.07	0.2872	0.21748315
95	0.000000000 B	.	.	.
QTR				
1	0.609347889 B	0.96	0.3390	0.63353955
2	-0.415207109 B	-0.68	0.4989	0.61130806
3	-1.363282246 B	-2.12	0.0371	0.64303584
4	0.000000000 B	.	.	.
GEAR				
LL	-0.628510005 B	-2.71	0.0082	0.23199759
SL	0.000000000 B	.	.	.
FAREA				
Middl	1.932446651 B	3.07	0.0029	0.63000959
North	1.728490812 B	2.75	0.0074	0.62904223
South	0.000000000 B	.	.	.

QTR*FAREA 1 Middl	-1.688471011	B	-2.36	0.0208	0.71620660
1 North	-2.182038279	B	-2.92	0.0046	0.74799096
1 South	0.000000000	B	.	.	.
2 Middl	-0.823604852	B	-1.20	0.2343	0.68735127
2 North	-1.272301528	B	-1.59	0.1147	0.79784251
2 South	0.000000000	B	.	.	.
3 Middl	0.653680685	B	0.91	0.3634	0.71513710
3 North	1.256089824	B	1.71	0.0909	0.73405562
3 South	0.000000000	B	.	.	.
4 Middl	0.000000000	B	.	.	.
4 North	0.000000000	B	.	.	.

GLM on positive catches 381
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: WCPU

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
QTR*FAREA 4 South	0.000000000	B	.	.

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

GLM on positive catches 382
12:16 Monday, January 29, 1996

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

YR	WCPU LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T H0:LSMEAN=0	LSMEAN Number
86	-3.52991355	0.25648545	0.0001	1
87	-3.86337165	0.24199387	0.0001	2
88	-3.53407265	0.23648662	0.0001	3
89	-3.30804284	0.23065898	0.0001	4
92	-3.56458913	0.18806663	0.0001	5
93	-4.05537976	0.18412003	0.0001	6
94	-4.17639832	0.17152534	0.0001	7
95	-3.94341504	0.15106103	0.0001	8

Pr > |T| H0: LSMEAN(i)=LSMEAN(j)

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8
1	.	0.2717	0.9887	0.4439	0.8934	0.0443	0.0156	0.1562
2	0.2717	.	0.2529	0.0499	0.2369	0.4409	0.2196	0.7742
3	0.9887	0.2529	.	0.4081	0.8998	0.0324	0.0104	0.1357
4	0.4439	0.0499	0.4081	.	0.2803	0.0019	0.0005	0.0183
5	0.8934	0.2369	0.8998	0.2803	.	0.0138	0.0030	0.1069
6	0.0443	0.4409	0.0324	0.0019	0.0138	.	0.5408	0.6266
7	0.0156	0.2196	0.0104	0.0005	0.0030	0.5408	.	0.2872
8	0.1562	0.7742	0.1357	0.0183	0.1069	0.6266	0.2872	.

NOTE: To ensure overall protection level, only probabilities associated with pre-planned comparisons should be used.

GLM on positive catches 383
12:16 Monday, January 29, 1996

OBS	YR	LCPU	SELCPU	CPUE
1	86	-3.52991	0.25649	0.030287
2	87	-3.86337	0.24199	0.021621
3	88	-3.53407	0.23649	0.030013
4	89	-3.30804	0.23066	0.037574
5	92	-3.56459	0.18807	0.028814
6	93	-4.05538	0.18412	0.017625
7	94	-4.17640	0.17153	0.015581
8	95	-3.94342	0.15106	0.019604

Correlation Analysis 384
12:16 Monday, January 29, 1996

Correlation Analysis

2 'VAR' Variables: PPOS CPUE

Simple Statistics

Variable	N	Mean	Std Dev	Median	Minimum	Maximum
PPOS	8	0.69989	0.11421	0.68018	0.57107	0.91591
CPUE	8	0.02514	0.00765	0.02522	0.01558	0.03757

Kendall Tau b Correlation Coefficients / Prob > |R| under Ho: Rho=0 / N = 8
PPOS CPUE

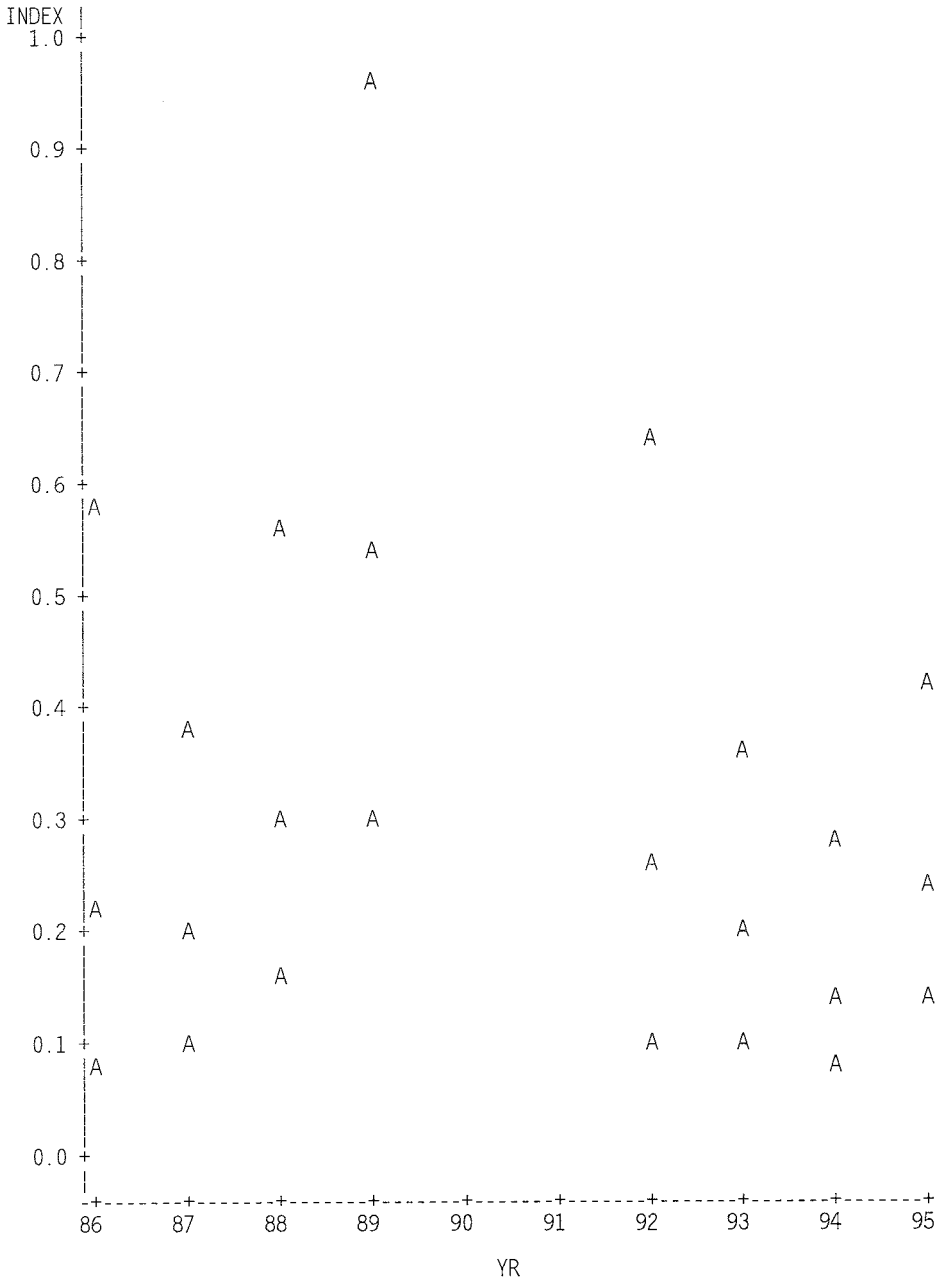
PPOS	1.00000	0.35714
	0.0	0.2160
CPUE	0.35714	1.00000
	0.2160	0.0

Correlation Analysis 385
Brazilian WHM Data 387
12:16 Monday, January 29, 1996

YR	BC_CPU	BC_POS	INDEX	SE_I	CV_I
86	0.33373	0.65859	0.21979	0.19783	0.90007
87	0.33228	0.58299	0.19371	0.10692	0.55195
88	0.46243	0.65297	0.30195	0.15289	0.50633
89	0.58045	0.92959	0.53958	0.25595	0.47434
90
91
92	0.32562	0.78814	0.25664	0.21784	0.84882
93	0.27742	0.72624	0.20147	0.10269	0.50968
94	0.24632	0.59834	0.14738	0.07586	0.51469
95	0.31191	0.76893	0.23984	0.10915	0.45512

Brazilian WHM Data 388
12:16 Monday, January 29, 1996

Plot of INDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
Plot of UINDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
Plot of LININDEX*YR. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.



NOTE: 6 obs had missing values.

APPENDIX OBSERVE

file - blmmr12.out

BLUE MARLIN GLM OBSERV & RES SURVEY

HDYY	Frequency
78	405
79	462
80	472
81	967
82	807
83	279
84	365
85	659
86	546
87	503
88	333
89	85
90	87
91	125
92	332
93	768
94	604
95	510

TABLE OF AREA BY QTR

AREA	QTR	Frequency				Total
		1	2	3	4	
1	1	153	30	0	21	204
2	1	616	502	290	234	1642
3	1	52	101	89	47	289
4	1	45	126	148	33	352
5	1	143	136	656	746	1681
6	1	499	102	1785	1402	3788
7	1	13	6	177	157	353
Total		1521	1003	3145	2640	8309

GLM ON PROPORTION POSITIVES
General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
HDYY	18	78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95
SC	4	1 2 3 4
AREA	7	1 2 3 4 5 6 7
QTR	4	1 2 3 4
RIG	3	1 2 3
HKTEND	2	0 1

Number of observations in data set = 8309

NOTE: Due to missing values, only 7875 observations can be used in this analysis.

Dependent Variable: POS

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	32	76.41892946	2.38809155	484.02	0.0
Error	7842	38.69119547	0.00493384		
Corrected Total	7874	115.11012493			

R-Square	C.V.	Root MSE	POS Mean
0.663877	72.43017	0.070241	0.09697798

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
HDYY	17	6.55204781	0.38541458	78.12	0.0001
SC	3	1.85390263	0.61796754	125.25	0.0001
AREA	6	23.31132524	3.88522087	787.46	0.0
QTR	3	19.52392608	6.50797536	1319.05	0.0
RIG	2	0.91878959	0.45939480	93.11	0.0001
HKTEND	1	2.71489512	2.71489512	550.26	0.0001

Parameter	Estimate	T for H0:	Pr > T	Std Error of
INTERCEPT		Parameter=0		Estimate
78	0.0220805163 B	1.36	0.1730	0.01620455
79	-0.0065261316 B	-0.37	0.7104	0.01757457
80	-0.0101652653 B	-0.58	0.5601	0.01744667
81	-0.0437991821 B	-2.52	0.0116	0.01735702
82	-0.0821031543 B	-4.77	0.0001	0.01722986
83	-0.0944706769 B	-5.46	0.0001	0.01729222
84	-0.0807309964 B	-4.58	0.0001	0.01763668
85	-0.0214235109 B	-1.23	0.2204	0.01748138
86	0.0002016512 B	0.01	0.9907	0.01720873
87	-0.0258778969 B	-1.49	0.1371	0.01740663
88	-0.0498190015 B	-2.89	0.0039	0.01724014
89	-0.0492630587 B	-2.98	0.0029	0.01655586
90	0.0734372048 B	4.65	0.0001	0.01578600
91	0.0148429007 B	0.91	0.3637	0.01634037
92	-0.0089756259 B	-0.83	0.4048	0.01077351
93	0.0484618995 B	9.38	0.0001	0.00516471
94	0.0489494688 B	11.81	0.0001	0.00414441
95	0.0062587960 B	1.44	0.1493	0.00433997
SC	0.0000000000 B			
1	0.0762309337 B	5.67	0.0001	0.01345124
2	0.1018060688 B	7.63	0.0001	0.01334363
3	0.2023056348 B	18.13	0.0001	0.01116168
4	0.0000000000 B			
AREA	0.3289922399 B	43.67	0.0	0.00753354
1	0.1386156543 B	25.88	0.0001	0.00535595
2	0.1511404612 B	22.11	0.0001	0.00683645
3	0.2678495310 B	43.10	0.0	0.00621519
4	0.0510087479 B	10.84	0.0001	0.00470457
5	-0.0101194473 B	-2.08	0.0378	0.00487052
6	0.0000000000 B			
7	0.0000000000 B			
QTR	-0.0868975116 B	-30.24	0.0001	0.00287322
1	0.0445669650 B	13.86	0.0001	0.00321647
2	0.0825685232 B	37.94	0.0001	0.00217617
3	0.0000000000 B			
4	0.0000000000 B			
RIG	0.0477620979 B	13.39	0.0001	0.00356706
1	0.0189790780 B	6.50	0.0001	0.00291838
2	0.0000000000 B			
3	0.0000000000 B			
HKTEND	-0.1755349260 B	-23.46	0.0001	0.00748307
0	0.0000000000 B			
1	0.0000000000 B			

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

GLM ON PROPORTION POSITIVES
General Linear Models Procedure
Least Squares Means

HDYY	POS LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T H0:LSMEAN=0	LSMEAN Number
78	0.18767730	0.01175524	0.0001	1
79	0.18403817	0.01154332	0.0001	2
80	0.15040425	0.01136633	0.0001	3
81	0.11210028	0.01108561	0.0001	4
82	0.09973276	0.01101226	0.0001	5
83	0.11347244	0.01151620	0.0001	6
84	0.17277992	0.01132080	0.0001	7
85	0.19440509	0.01099666	0.0001	8
86	0.16832554	0.01117078	0.0001	9
87	0.14438443	0.01103576	0.0001	10
88	0.14494038	0.01051747	0.0001	11
89	0.26764064	0.01069467	0.0001	12
90	0.20904634	0.01115701	0.0001	13
91	0.18522781	0.00827649	0.0001	14
92	0.24266533	0.00912002	0.0001	15
93	0.24315290	0.00867318	0.0001	16
94	0.20046223	0.00866456	0.0001	17
95	0.19420343	0.00870122	0.0001	18

OBS	HDYY	LPOS	SELPOS	PPOS
1	78	0.18768	0.011755	0.20653
2	79	0.18404	0.011543	0.20214
3	80	0.15040	0.011366	0.16238
4	81	0.11210	0.011086	0.11869
5	82	0.09973	0.011012	0.10494
6	83	0.11347	0.011516	0.12024
7	84	0.17278	0.011321	0.18868
8	85	0.19441	0.010997	0.21466
9	86	0.16833	0.011171	0.18340
10	87	0.14438	0.011036	0.15540
11	88	0.14494	0.010517	0.15603
12	89	0.26764	0.010695	0.30695
13	90	0.20905	0.011157	0.23258
14	91	0.18523	0.008276	0.20353
15	92	0.24267	0.009120	0.27469
16	93	0.24315	0.008673	0.27531
17	94	0.20046	0.008664	0.22201
18	95	0.19420	0.008701	0.21439

GLM ON POSITIVE CATCHES
General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
HDYY	18	78 79 80 81 82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 92 93 94 95
SC	4	1 2 3 4
AREA	7	1 2 3 4 5 6 7
QTR	4	1 2 3 4
RIG	3	1 2 3
HKTEND	2	0 1

Number of observations in data set = 8309

NOTE: Due to missing values, only 871 observations can be used in this analysis.

Dependent Variable: BUMSCR

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	32	497.1500896	15.5359403	49.40	0.0001
Error	838	263.5340304	0.3144797		
Corrected Total	870	760.6841200			

R-Square	C.V.	Root MSE	BUMSCR Mean
0.653557	265.1203	0.560785	0.21152095

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
HDYY	17	20.64265760	1.21427398	3.86	0.0001
SC	3	3.84075721	1.28025240	4.07	0.0069
AREA	6	38.21658779	6.36943130	20.25	0.0001
QTR	3	7.84224053	2.61408018	8.31	0.0001
RIG	2	1.02157012	0.51078506	1.62	0.1977
HKTEND	1	6.28053844	6.28053844	19.97	0.0001

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT	0.650063845 B	1.43	0.1533	0.45481685
HDYY	78 1.063826112 B	1.40	0.1622	0.76046203
	79 0.501289366 B	0.66	0.5098	0.76022874
	80 0.601859257 B	0.79	0.4294	0.76133700
	81 0.532681562 B	0.70	0.4812	0.75593601
	82 0.322822027 B	0.42	0.6716	0.76121906
	83 0.481198051 B	0.61	0.5442	0.79308594
	84 0.498238826 B	0.65	0.5151	0.76520375
	85 0.357586764 B	0.47	0.6371	0.75761702
	86 0.406788436 B	0.53	0.5964	0.76787700
HDYY	87 0.286290553 B	0.37	0.7114	0.77346334
	88 0.137899634 B	0.28	0.7832	0.50092821
	89 0.256284228 B	0.60	0.5474	0.42582044
	90 0.149955841 B	0.35	0.7292	0.43298648
	91 -0.159098642 B	-0.47	0.6410	0.34111673
	92 0.080803300 B	0.74	0.4608	0.10950128
	93 -0.061279841 B	-0.69	0.4907	0.08886573
	94 -0.035006482 B	-0.36	0.7186	0.09711216
	95 0.000000000 B			
SC	1 0.193759654 B	0.47	0.6402	0.41443219
SC	2 -0.062891705 B	-0.15	0.8799	0.41625696
	3 -1.601351899 B	-2.50	0.0124	0.63935961
	4 0.000000000 B			
AREA	1 0.607954393 B	3.21	0.0014	0.18926781
	2 0.113724312 B	0.68	0.4951	0.16661057
	3 0.953602846 B	5.28	0.0001	0.18044402
	4 0.532895775 B	3.27	0.0011	0.16301660
	5 0.230324676 B	1.50	0.1353	0.15405225
	6 0.137836244 B	0.88	0.3811	0.15728261
	7 0.000000000 B			
QTR	1 -0.096802321 B	-1.05	0.2930	0.09199521
	2 0.067038440 B	0.98	0.3261	0.06823420
	3 0.223688419 B	4.00	0.0001	0.05589304
	4 0.000000000 B			
RIG	1 0.222523820 B	1.58	0.1150	0.14103635
	2 0.065846408 B	0.55	0.5816	0.11943211
	3 0.000000000 B			
HKTEND	0 -0.583003844 B	-4.47	0.0001	0.13045758
	1 0.000000000 B			

NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

General Linear Models Procedure
Least Squares Means

HDYY	BUMSCR LSMEAN	Std Err LSMEAN	Pr > T HO:LSMEAN=0	LSMEAN Number
78	1.56741991	0.54192456	0.0039	1
79	1.00488317	0.54071033	0.0635	2
80	1.10545306	0.54124409	0.0414	3
81	1.03627536	0.53316843	0.0523	4
82	0.82641583	0.53567622	0.1233	5
83	0.98479185	0.58009880	0.0899	6
84	1.00183263	0.54150259	0.0647	7
85	0.86118056	0.53275735	0.1064	8
86	0.91038224	0.54147247	0.0931	9
87	0.78988435	0.55501464	0.1551	10
88	0.64149343	0.34404335	0.0626	11
89	0.75987803	0.28840316	0.0086	12
90	0.65354964	0.29921680	0.0292	13
91	0.34449516	0.26941895	0.2014	14
92	0.58439710	0.27388746	0.0332	15
93	0.44231396	0.26840784	0.0997	16
94	0.46858732	0.27073029	0.0839	17
95	0.50359380	0.27110853	0.0636	18

GLM ON POSITIVE CATCHES

OBS	HDYY	LCPU	SELCPU	CPUE
1	78	1.56742	0.54192	5.55257
2	79	1.00488	0.54071	3.16156
3	80	1.10545	0.54124	3.49707
4	81	1.03628	0.53317	3.24920
5	82	0.82642	0.53568	2.63766
6	83	0.98479	0.58010	3.16784
7	84	1.00183	0.54150	3.15329
8	85	0.86118	0.53276	2.72671
9	86	0.91038	0.54147	2.87766
10	87	0.78988	0.55501	2.57000
11	88	0.64149	0.34404	2.01512
12	89	0.75988	0.28840	2.22881
13	90	0.65355	0.29922	2.01036
14	91	0.34450	0.26942	1.46344
15	92	0.58440	0.27389	1.86247
16	93	0.44231	0.26841	1.61339
17	94	0.46859	0.27073	1.65737
18	95	0.50359	0.27111	1.71660

CORRELATION ANALYSIS

2 'VAR' Variables: PPOS CPUE
Simple Statistics

Variable	N	Mean	Std Dev	Sum
PPOS	18	0.19681	0.05546	3.54256
CPUE	18	2.62006	0.97864	47.16111

Simple Statistics

Variable	Minimum	Maximum
PPOS	0.10494	0.30695
CPUE	1.46344	5.55257

Pearson Correlation Coefficients / Prob > |R| under Ho: Rho=0 / N = 18

	PPOS	CPUE
PPOS	1.00000	-0.34848
	0.0	0.1564
CPUE	-0.34848	1.00000
	0.1564	0.0

OBS	TYPE	NAME	PPOS	CPUE
1	MEAN		0.1968	2.6201
2	STD		0.0555	0.9786
3	N		18.0000	18.0000
4	CORR	PPOS	1.0000	-0.3485
5	CORR	CPUE	-0.3485	1.0000

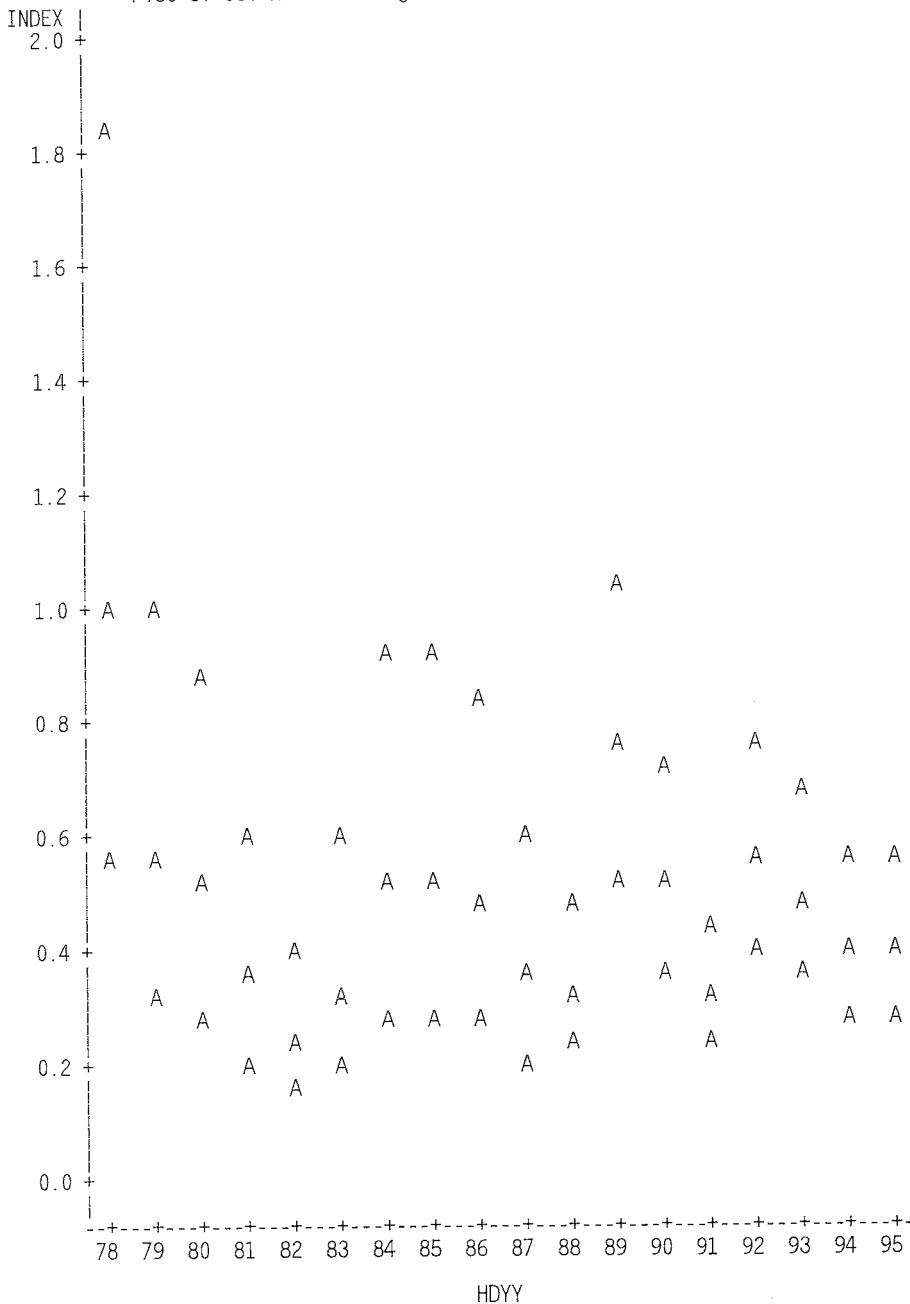
OBS	HDYY	CPUE	LCPU	SELCPU	LPOS	SELPOS	PPOS	COR
1	78	5.55257	1.56742	0.54192	0.18768	0.011755	0.20653	-0.34848
2	79	3.16156	1.00488	0.54071	0.18404	0.011543	0.20214	-0.34848
3	80	3.49707	1.10545	0.54124	0.15040	0.011366	0.16238	-0.34848
4	81	3.24920	1.03628	0.53317	0.11210	0.011086	0.11869	-0.34848
5	82	2.63766	0.82642	0.53568	0.09973	0.011012	0.10494	-0.34848
6	83	3.16784	0.98479	0.58010	0.11347	0.011516	0.12024	-0.34848
7	84	3.15329	1.00183	0.54150	0.17278	0.011321	0.18868	-0.34848
8	85	2.72671	0.86118	0.53276	0.19441	0.010997	0.21466	-0.34848
9	86	2.87766	0.91038	0.54147	0.16833	0.011171	0.18340	-0.34848
10	87	2.57000	0.78988	0.55501	0.14438	0.011036	0.15540	-0.34848
11	88	2.01512	0.64149	0.34404	0.14494	0.010517	0.15603	-0.34848
12	89	2.22881	0.75988	0.28840	0.26764	0.010695	0.30695	-0.34848
13	90	2.01036	0.65355	0.29922	0.20905	0.011157	0.23258	-0.34848
14	91	1.46344	0.34450	0.26942	0.18523	0.008276	0.20353	-0.34848
15	92	1.86247	0.58440	0.27389	0.24267	0.009120	0.27469	-0.34848
16	93	1.61339	0.44231	0.26841	0.24315	0.008673	0.27531	-0.34848
17	94	1.65737	0.46859	0.27073	0.20046	0.0086646	0.22201	-0.34848
18	95	1.71660	0.50359	0.27111	0.19420	0.0087012	0.21439	-0.34848

COMPUTE INDEX VALUES USING LO METHOD

HDYY	CPUE	PPOS	INDEX	SE I	CV I	U80	L80
78	5.55257	0.20653	1.01412	0.50349	0.49647	1.83209	0.56135
79	3.16156	0.20214	0.56606	0.27502	0.48585	1.01106	0.31692
80	3.49707	0.16238	0.50410	0.24250	0.48106	0.89574	0.28369
81	3.24920	0.11869	0.34717	0.15750	0.45367	0.59878	0.20128
82	2.63766	0.10494	0.24914	0.10634	0.42683	0.41717	0.14879
83	3.16784	0.12024	0.32531	0.15790	0.48540	0.58075	0.18222
84	3.15329	0.18868	0.52698	0.25525	0.48436	0.93973	0.29552
85	2.72671	0.21466	0.52258	0.25033	0.47903	0.92654	0.29474
86	2.87766	0.18340	0.46764	0.22497	0.48108	0.83097	0.26317
87	2.57000	0.15540	0.34946	0.16729	0.47872	0.61940	0.19717
88	2.01512	0.15603	0.33260	0.09966	0.29963	0.48125	0.22987
89	2.22881	0.30695	0.74411	0.20374	0.27381	1.04416	0.53028
90	2.01036	0.23258	0.50653	0.14001	0.27640	0.71299	0.35986
91	1.46344	0.20353	0.32877	0.07915	0.24074	0.44338	0.24378
92	1.86247	0.27469	0.56160	0.14444	0.25720	0.77254	0.40826
93	1.61339	0.27531	0.48904	0.12250	0.25048	0.66732	0.35839
94	1.65737	0.22201	0.40545	0.10036	0.24752	0.55128	0.29819
95	1.71660	0.21439	0.40558	0.10037	0.24747	0.55143	0.29831

COMPUTE INDEX VALUES USING LO METHOD

Plot of INDEX*HDYY. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
 Plot of L80*HDYY. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.
 Plot of U80*HDYY. Legend: A = 1 obs, B = 2 obs, etc.



RESIDUALS PROPORTION POSITIVE

UNIVARIATE PROCEDURE

Variable=SRESID

Moments			
N	7875	Sum Wgts	7875
Mean	0.000037	Sum	0.293067
Std Dev	1.000989	Variance	1.00198
Skewness	1.073846	Kurtosis	4.428489
USS	7889.589	CSS	7889.589
CV	2689759	Std Mean	0.01128
T:Mean=0	0.003299	Prob> T	0.9974
Sgn Rank	-1539961	Prob> S	0.0001
Num ^= 0	7875		
D:Normal	0.119038	Prob>D	<.01

Quantiles(Def=5)			
100% Max	7.65622	99%	2.921823
75% Q3	0.493084	95%	1.738188
50% Med	-0.15017	90%	1.126815
25% Q1	-0.53103	10%	-1.03868
0% Min	-3.75978	5%	-1.36967
		1%	-2.29796

Range	11.416
Q3-Q1	1.024114
Mode	0.137634

Extremes			
Lowest	Obs	Highest	Obs
-3.75978(7405)	5.813389(1015)
-3.36662(1008)	5.813389(1016)
-3.36662(1007)	5.813389(1017)
-3.36662(1006)	7.65622(4445)
-3.36662(1005)	7.65622(4446)

Missing Value	
Count	434
% Count/Nobs	5.22

FREQUENCY OF SRESID

SRESID MIDPOINT	FREQ	CUM FREQ	PERCENT	CUM PERCENT
-3.0	30	30	0.38	0.38
-2.5	* 59	89	0.75	1.13
-2.0	* 93	182	1.18	2.31
-1.5	**** 290	472	3.68	5.99
-1.0	***** 783	1255	9.94	15.94
-0.5	***** 2188	3443	27.78	43.72
0.0	***** 2179	5622	27.67	71.39
0.5	***** 1020	6642	12.95	84.34
1.0	***** 548	7190	6.96	91.30
1.5	**** 306	7496	3.89	95.19
2.0	** 117	7613	1.49	96.67
2.5	** 147	7760	1.87	98.54
3.0	** 115	7875	1.46	100.00

-----+-----+-----+-----
600 1200 1800
FREQUENCY

RESIDUALS POSITIVE CPUE
UNIVARIATE PROCEDURE

Variable=SRESID

Moments			
N	870	Sum Wgts	870
Mean	-0.00004	Sum	-0.03319
Std Dev	0.999633	Variance	0.999267
Skewness	0.74031	Kurtosis	0.572559
USS	868.3631	CSS	868.3631
CV	-2619994	Std Mean	0.033891
T:Mean=0	-0.00113	Prob> T	0.9991
Sgn Rank	-17006.5	Prob> S	0.0217
Num ^= 0	870		
W:Normal	0.952081	Prob<W	0.0

Quantiles(Def=5)			
100% Max	3.546677	99%	2.92553
75% Q3	0.578349	95%	1.924661
50% Med	-0.1825	90%	1.424321
25% Q1	-0.65993	10%	-1.13142
0% Min	-2.4003	5%	-1.39181
		1%	-1.83496

Range	5.946975
Q3-Q1	1.238278
Mode	0.162778

RESIDUALS POSITIVE CPUE

Variable=SRESID

		Extremes	
Lowest	Obs	Highest	Obs
-2.4003(6663)	3.098022(6095)
-2.23269(5942)	3.099138(6645)
-2.1543(7989)	3.510333(5927)
-2.1543(7988)	3.522042(5832)
-2.0166(6631)	3.546677(4606)

Missing Value
 Count 7439
 % Count/Nobs 89.53

FREQUENCY OF SRESID

SRESID MIDPOINT	FREQ	CUM FREQ	PERCENT	CUM PERCENT
-3.0	0	0	0.00	0.00
-2.5	1	1	0.11	0.11
-2.0	9	10	1.03	1.15
-1.5	60	70	6.90	8.05
-1.0	115	185	13.22	21.26
-0.5	220	405	25.29	46.55
0.0	180	585	20.69	67.24
0.5	103	688	11.84	79.08
1.0	82	770	9.43	88.51
1.5	43	813	4.94	93.45
2.0	30	843	3.45	96.90
2.5	17	860	1.95	98.85
3.0	10	870	1.15	100.00

REPORT OF THE BILLFISH DATA PREPARATORY SESSION (DPS)
(Miami, Florida, U.S.A., 11-13 July 1996)

1. Opening, appointment of Chairman, & meeting arrangements

The Data Preparatory Session was held from July 11 to 13, 1996, also at the Southeast Fisheries Science Center in Miami. Dr. J. E. Powers, Miami Laboratory Director, welcomed the participants.

Dr. E. D. Prince served as Chairman of the Data Preparatory Session. Dr. M. I. Farber served as the Rapporteur.

The following scientists attended the meeting: A. Amorim (**Brazil**); Z. Suzuki, K. Uosaki and Y. Uozumi (**Japan**); J. B. Kim (**Korea**); M. Farber, P. Goodyear, J. E. Powers, E. D. Prince, and G. Scott (**U.S.A.**); C. C. Hsu (**Chinese Taipei**); P. Kebe and P. M. Miyake (**ICCAT Secretariat**). (See **Appendix 2**, for the full List of Participants at the Billfish Workshop).

2. Review of scientific papers

The Session reviewed pertinent scientific papers under each Billfish Workshop Agenda item (see **Appendix 3**, List of Documents presented to the Workshop).

3. Review of the conclusions and recommendations of 1995 SCRS

The Data Preparatory Session reviewed the 1995 SCRS recommendations concerning the billfish statistics and the mandate given to this group by the Workshop. The scientists participating in the Session decided to review not only the data on the longline fishery, but for some other fisheries, inasmuch as feasible.

4. Review of data base

Dr. Miyake, ICCAT Assistant Executive Secretary, reviewed the objectives of the Data Preparatory Session, namely to review the historical billfish data base (**DPS-Tables 1, 2, 3 and 8; DPS-Figures 1-3**) and to update the catch tables through 1995, wherever possible. He then reviewed the problems with the historical billfish longline data base: (1) as a longline by-catch, billfish are often reported together as "BILLFISH UNCLASSIFIED" or mixed with sharks and reported as "OTHER"; (2) language problems caused some confusion between black marlin, blue marlin, and white marlin; and (3) sailfish and spearfish have been historically combined and reported together for Japan, Korea, Panama, Cuba, and Chinese Taipei, due to the introduction of computerization of the data and the defined limit, at the time, of 80-columns. Additionally, the sailfish/spearfish data were originally reported by north and south Atlantic, as were blue marlin and white marlin. In the early 1980s it was decided to separate sailfish/spearfish data into east and west Atlantic areas.

Dr. Miyake then reviewed the results of the First ICCAT Billfish Workshop held in 1981. At that time, initial attempts were made to distribute combined data into individual species estimates using Task I catch data and Task II catch/effort data. The 1981 Workshop considered the Japanese longline data base as the most accurate and complete and derived 10-year averages by area and time to estimate species composition, which was then applied to the Korean and Chinese Taipei longline data by time area strata. Dr. Miyake then reviewed the Second ICCAT Billfish Workshop held in 1992, where sailfish data were partitioned into east-west areas since 1982, instead of north-south areas. The Session further noted that some countries still kept reporting combined billfish catches as "Billfish Unclassified." The Secretariat used Task II data to separate these unclassified categories into species and further into areas.

Dr. Prince noted that the primary objective of this Workshop was to update the blue marlin and white marlin data bases and to update the 1992 stock assessments of these two species (Cramer and Prager 1994; Farber and Jones 1994). A secondary objective was to separate historical sailfish catches into east/west areas. Dr. Prince noted that the most recent billfish stock assessments had been for east Atlantic sailfish at the 1995 SCRS Meeting (Farber *et al.*) and west Atlantic sailfish at the 1994 SCRS Meeting (Jones and Farber).

5. Review of Working Papers

Document SCRS/96/97 presented methods of estimating billfish catch by the U.S. longline fleet using observer and logbook data, which was reviewed by the Session. These observed catch rates were generally higher on average than the reported rates and indicated that a tally of the logbook reports could under-estimate the by-catch of billfish. The analysis was limited to the period 1987-1995 and there was discussion on possible methods to extend estimates further into history. The Session recommended further research into this topic. Further, significant variability in catch ratios (i.e., reported catch per hook/observer catch per hook) were of concern to the scientists at the Data Preparatory Session. For example, ratios as high as 75-fold for blue marlin were estimated in certain fishing area and quarter strata. The stratification applied was by year-quarter-fishing area. Available observer data did not occur in all of the strata, thereby requiring pooling of data. Revisions to the methods applied which would stabilize the ratios were recommended. This work was undertaken at the Session. It was decided that it was acceptable to have two options for the U.S. longline data base, but the Session would withhold a decision until the opinions of the Workshop participants, arriving on Monday, July 15, could be presented. Further discussion was tabled until that time. The Data Preparatory Session also requested that the U.S. investigate the availability of U.S. catches of istiophoridae prior to 1986 and this was accomplished during the meeting.

Dr. Hsu reviewed the Chinese Taipei longline fishery in the Atlantic Ocean (SCRS/96/100). He noted that the 1961-1966 data are very difficult to separate into individual oceans, as the Task I data for these years were listed in "Taiwanese Fisheries Yearbook" as all oceans combined. Logbooks are available only for 1981 to the present, as those for previous years were either lost or destroyed, although these data are still available in summarized form since 1967; i.e., Task II data. The Session noted the very high landings for blue and white marlin for the years 1990-1992. The explanation for these revised estimates was that in certain times-area strata for these years, some Chinese Taipei longline vessels were targeting billfish, and that these trips were very different from previous fishing practices. The CPUE data by year were derived from Task II data for years 1967-1994. If the Task II data indicated higher catches than the Task I data, then the Task II data were used.

Dr. Amorim reviewed blue marlin and white marlin longline fisheries off Brazil (SCRS/96/101). He detailed the recent (1994-1995) development of near-surface longline fishing that has shown higher CPUEs than traditional gear. A discussion of possible duplication of catches from the foreign leased fleet ended with the Session confirming that the data were reported only to Brazil and therefore duplication was not a problem.

Dr. Uozumi reviewed the Japanese longline fishery in the 1990s (SCRS/96/95). A large overall increase in effort over the period 1990-1995 was noted in Figure 1 of SCRS/96/95 compared to the two previous decades. He noted that Japanese sailfish and spearfish data were separated, starting in 1992, but that not much data were recorded until 1994-1995 (Figures 5 & 6 of SCRS/96/95).

The working paper by Kim *et al.* (SCRS/96/99) detailed the billfish by-catch of the Korean tuna longline fisheries, but did not separate the total Atlantic catch into north and south Atlantic. Further, only data for 1980-1994 were presented. The north and south percentages based on Task II data were made available by Mr. Kim. The Session noted that the total catch of billfishes was estimated in this paper (SCRS/96/99), based on landing statistics collected by the Korean Government. When the Korean catches were reported as "Billfish unclassified", the authors separated the data using the Task II catch compositions for each year. This procedure is very similar to that adopted by the Secretariat in past.

The Data Preparatory Session compared the ICCAT Task I Korean data base with the new estimates presented in SCRS/96/99 (**DPS-Table 4**) and decided to use the ICCAT Task I data for all years prior to 1980. It was also decided to use data from SCRS/96/99 for 1980-1991. There was considerable discussion concerning the Korean Task I catch for 1992-1994. Korea reported landings for 1992-1994 as "Billfish unclassified", while the Task II data for these years are relatively insufficient to use for the species composition. It was also noted that the quantities reported for 1992-1994, under "Billfish unclassified" are relatively low, in relation to the total catches and effort. On the other hand, the Korean fleet started fishing for bluefin tuna in the Mediterranean Sea during these years, which could explain low billfish by-catches. Therefore, the Session decided to use total "Billfish unclassified" as they are, while the species compositions for Task II data combined for 1980-1988 (for which Task II coverage was relatively adequate), were applied to separate these data into the species (60.1% for blue marlin, 24.9% for white marlin and 15% for sailfish).

The estimated total landings (revised Task I for Korea) were further separated into north and south for white marlin and blue marlin, using the north-south proportion of the catches for each species recorded in the Task II data (**DPS-Table 4**). The separation of sailfish data into east and west areas are discussed later.

6. Discussion of catch table

The Data Preparatory Session noted that the Spanish longline fleet does not land billfish. For this reason they do not report the billfish by-catch from their swordfish longline fishery. However, observer data (Senegalese observers on Spanish vessels) and recent working documents from Spain indicate that there is a by-catch of billfish from this fishery. The Session directed the Secretariat to request Spain to review its longline catches in the north and south Atlantic for blue marlin, white marlin, and sailfish to provide estimates of dead discards of billfish, by species. It was noted that the U.S. also does not land billfish (since 1988) from their longline fishery (as does Spain), but that the U.S. does estimate the billfish by-catch by species.

The Session also reviewed the Spanish tropical purse seine catch and decided to add 100 MT per year for the years 1984-1994. This amount is equal to the reported purse seine catch of France (using the same gear and fishing the same area), but it was noted that the size of the Spanish purse seine fleet, and presumably the resulting billfish catch, could be much larger than that of France. Similarly, the Secretariat was directed to encourage France to revise its 1981-1994 purse seine estimates.

The Session requested that the Secretariat contact the representative from Mexico and recommend retrieval of longline billfish data from the northeast Gulf of Mexico that should be available back to the early 1980s. These data were presented at the 1995 SCRS meeting but the document could not be located. Dr. Amorim requested that the Secretariat partition the 1994 and 1995 blue and white marlin, and sailfish longline catch of Brazil into traditional and recent near-surface longline data. This suggestion was adopted and a footnote was added to the catch table. Revisions of historical data from Ghana for blue marlin and white marlin were supplied by Mr. S.N.K. Quaatey (Ghana) to Dr. Farber. These revisions were presented to the Session to revise and update the catch table. New data for Ghana represented very substantial changes for catches previously reported in the mid-1970's. Also, it was noted that almost no sailfish catch was reported by Ghana for years prior to 1974, while 1974 catch reports were over 3,000 MT. It is very unlikely that a new fishery started in Ghana and increased its catch from 2 MT in 1973 to 3,040 MT in 1974 (**DPS-Table 7**). Therefore, the Session requested Ghanaian scientists to formally present these new data, with justification, as requested by the SCRS and provide estimated catches for the period prior to 1974. Otherwise, stock assessments cannot be made for the eastern Atlantic area which include data prior to 1974. In addition, Ghanaian landing statistics for blue and white marlin prior to 1988 need to be fully documented and submitted to the Secretariat.

The 1995 U.S. rod & reel data for billfish were reported to the Secretariat. Dr. Suzuki requested a description of the fishery and an explanation as to why the data are presented as "minimum estimates for sailfish." Dr. Prince described the very wide geographic area (within the continental U.S. east coast) from the northeast U.S. coast to the Florida Keys (within ICCAT Area 92), and from the southwest coast of Florida to the Texas/Mexico border (within ICCAT Area 91). Dr. Prince emphasized that the number of potential landing sites throughout this expansive coastline is quite substantial, making surveys of relatively rare-event billfish landings difficult and expensive. The session requested the Secretariat to denote that the U.S. rod & reel catches are "minimum estimates." In addition, the 1994 U.S. rod & reel sailfish landings were also revised based on a taxidermy survey (SCRS 96/102) that represented the best minimum estimate available at this time. A footnote was also added to the table to indicate the provisional nature of this estimate and that the U.S. rod & reel historical sailfish data base from the mid-1980's forward was to be revised based on additional taxidermy surveys. In addition, the historical data base from the U.S. Virgin Islands was submitted to the SCRS but this data must be verified to make sure the data had not been included previously in the U.S. data base.

7. Sailfish historical catch separation into east and west Atlantic

The Data Preparatory Session noted that the 1995 SCRS requested a review of the historical sailfish data and encouraged attempts to estimate the catches by east and west areas. It was noted that the sailfish catches by Cuba, Korea, and Panama were estimated for east and west (ICCAT 1994) since 1982 but not prior to that year. Most of the historical sailfish catch data for Japan and Chinese Taipei had been reported by east/west areas.

The Session first asked the Secretariat to provide east-west separation of effort and sailfish catches in the Korean Task II data and this was accomplished. It was noted that there were no consistent trends in east-west separation in effort throughout the time period studied (1960-1994). Therefore, the Session decided to apply the east-west proportion of the Task II Korean sailfish catches, for the years for which the Task II data were available, in order to separate the Task I catch by east-west areas (**DPS-Table 5**). For 1967-1969, Task II Korean data were in number of fish and these were converted into metric tons, using an average weight of 26.8 kgs and 25 kgs (ICCAT 1994) for east and west sailfish areas, respectively. For the years when Task II Korean data were not available, the total historical catch from 1960 through 1993 was accumulated and used to estimate the proportion between east and west and this was applied to estimate the total Task I data (east 41.8% and west 58.2%). These estimated east and west sailfish catches (1960-1993) for Korea were adopted by the Session and are listed in **DPS-Table 5**.

Since there were very little, if any, Task II data available for Panamanian and Cuban catches, the Session agreed to apply the same east-west ratio for sailfish used for estimating the Korean sailfish catch. The scientists took this approach since the fishing patterns of Panama and Cuba are more similar to the Korean fleet than to the Japanese or Chinese Taipei fleets. The estimated sailfish catches for Panama and Cuba are given in **DPS-Table 6**. It was also noted that the Japanese sailfish catch for 1956-1959 is reported for the entire Atlantic. Hence, Japanese Task II sailfish catches were used to separate these into east and west areas.

LITERATURE CITED

CRAMER, J. and M.H. Prager. 1994. Refinements in exploratory surplus-production analyses of Atlantic blue marlin. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 565-571

FARBER, M.I. and C.D. Jones. 1994. An exploratory stock-production analyses of Atlantic white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 572-587

FARBER, M.I., C.D. Jones, and T. Diouf. 1996. An exploratory stock production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the eastern Atlantic Ocean. Intern. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, XLV (2): 295-304.

ICCAT. 1994. Report of the Second ICCAT Billfish Workshop. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI: 13-166.

JONES, C.D.. and M.I. Farber. 1994. An exploratory stock-production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the western Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, 42(2):335-345.

RAPPORT DE LA RÉUNION PRÉPARATOIRE DES DONNÉES SUR LES ISTIOPHORIDÉS (Miami, Floride, Etats-Unis, 11-13 juillet 1996)

1. Ouverture, désignation du Président et organisation de la réunion

La réunion préparatoire sur les données a eu lieu les 11-13 juillet, également dans les locaux du Southeast Fisheries Science Center de Miami. Le D^r J.E. Powers, Directeur du Laboratoire de Miami, a souhaité la bienvenue aux participants.

Le D^r E.D. Prince a dirigé les débats de la réunion préparatoire sur les données. Le D^r M.I. Farber a assumé la tâche de Rapporteur.

Les personnes suivantes assistaient à cette réunion : A.F. de Amorim (**Brésil**), J.B. Kim (**Corée**), M.I. Farber, P. Goodyear, J.E. Powers, E.D. Prince et G.P. Scott (**Etats-Unis**), Z. Suzuki, K. Uozaki et Y. Uozumi (**Japon**), C.C. Hsu (**Taïpei chinois**), P. Kebe et P.M. Miyake (**Secrétariat ICCAT**). La liste complète des participants aux Journées d'étude de 1996 sur les Istiophoridés figure en **Appendice 2** au rapport des Journées.

2. Examen des travaux scientifiques

Les participants ont passé en revue les travaux scientifiques pertinents dans le cadre de chaque point de l'Ordre du jour des Journées (la liste des travaux présentés figure en **Appendice 3** au rapport des Journées.

3. Examen des conclusions et des recommandations du SCRS 1995

Les participants ont examiné les recommandations formulées par le SCRS en 1995 concernant les statistiques sur les istiophoridés ainsi que le mandat assigné au groupe dans le cadre des Journées. Les participants ont décidé d'examiner les données, non seulement sur la pêche palangrière, mais aussi, dans la mesure du possible, sur quelques autres pêcheries.

4. Examen de la base de données

Le D^r P.M. Miyake, Secrétaire Exécutif Adjoint de l'ICCAT, a passé en revue les objectifs de la réunion préparatoire sur les données, notamment en ce qui concerne l'étude de la base historique de données sur les istiophoridés (**Tableaux DPS-1, 2, 3 et 8** et **Figures DPS-1 à 3**), et l'actualisation des tableaux de capture jusqu'à 1995 dans la mesure du possible. Il a ensuite abordé les problèmes concernant la base historique de données palangrières sur les istiophoridés : 1) en tant que prise accessoire de la palangre, les istiophoridés sont souvent enregistrés globalement en tant que "BIL UNCL" ou mêlés à des requins et enregistrés à la rubrique "OTH" ; 2) des questions linguistiques ont entraîné quelque confusion entre le makaire noir, le makaire bleu et le makaire blanc ; 3) le voilier d'une part, et le makaire-bécune et le marlin de Méditerranée d'autre part, ont été traditionnellement combinés et déclarés ensemble par le Japon, la Corée, Cuba, Panama et Taïpei chinois depuis l'informatisation des données qui, à ses débuts, imposait une limite de 80 colonnes. Par ailleurs, ces données sur les voilier/makaire-bécune et marlin de Méditerranée n'étaient ventilées au départ qu'entre Atlantique nord et sud, comme celles du makaire bleu et du makaire blanc. Au début des années quatre-vingt, il a été décidé de ventiler les données sur les voilier/makaire-bécune et marlin de Méditerranée entre Atlantique est et ouest.

Le D^r Miyake a ensuite passé en revue les résultats des premières Journées ICCAT sur les Istiophoridés qui avaient eu lieu en 1981. A l'époque, une première tentative avait été faite de ventiler les données combinées en estimant les diverses espèces au moyen des données de capture Tâche I et des données de prise/effort Tâche II. On avait jugé lors des Journées de 1981 que la base japonaise de données palangrières était la plus précise et exhaustive, et on avait procédé au calcul d'une moyenne sur dix ans par zone et par époque pour estimer la composition spécifique, qui avait ensuite été appliquée aux données palangrières coréennes et du Taïpei chinois par strate spatio-temporelle. Le D^r Miyake a ensuite mentionné les deuxièmes Journées ICCAT sur les Istiophoridés, tenues en 1992, qui avaient permis de ventiler les données sur le voilier depuis 1982 selon une distinction est-ouest, au lieu de nord-sud. On avait alors souligné également que quelques pays déclaraient encore des prises combinées d'istiophoridés en tant que "BIL UNCL". Le Secrétariat a recouru aux données Tâche II pour ventiler par espèce, puis par zones, cette catégorie d'espèces non classées.

Le D^r Prince a fait remarquer que l'objectif **primordial** des présentes Journées était l'actualisation des bases de données sur le makaire bleu et sur le makaire blanc, et la mise à jour des évaluations de stock de 1992 sur ces deux espèces (Cramer et Prager, Farber et Jones). Un objectif secondaire était la ventilation des données historiques de capture sur le voilier entre est et ouest. Le D^r Prince a rappelé que les dernières évaluations de stock portant sur des istiophoridés avaient été celles du SCRS 1995 sur le voilier est-atlantique (Farber *et al.*) et celles du SCRS 1994 sur le voilier ouest-atlantique (Jones et Farber).

5. Examen des documents de travail

Le document SCRS/96/97, qui décrivait des méthodes d'estimation de la capture d'istiophoridés par la flottille palangrière des Etats-Unis d'après les données d'observateurs et les relevés de livres de bord, a été examiné par les participants. Le taux de capture observé était généralement plus élevé en moyenne que le taux déclaré, ce qui indiquerait que la somme des relevés de livres de bord pourrait sous-estimer la prise accessoire d'istiophoridés. L'analyse se limitait à la période 1987-95, et on a délibéré sur le moyen de prolonger éventuellement les estimations. Les participants ont recommandé d'étudier cette question plus avant. Par ailleurs, la variabilité significative des ratios de capture (c'est-à-dire de la prise par hameçon déclarée/prise par hameçon selon les observateurs) inquiétait les scientifiques présents à la réunion préparatoire sur les données. Par exemple, un taux 75 fois plus élevé a été observé chez le makaire bleu dans certaines strates zone de pêche/trimestre. La stratification appliquée était par année-trimestre-zone de pêche. On ne disposait pas de données d'observateurs pour toutes les strates, ce qui a rendu nécessaire un regroupement des données. On a recommandé la révision des méthodes appliquées pour stabiliser les ratios. Ce travail a été entrepris pendant la réunion. Il a été décidé qu'il était admissible d'avoir deux options pour la base de données palangrières des Etats-Unis, mais que l'on attendrait pour se prononcer que l'opinion des participants aux journées, qui arrivaient le 15 juillet, ait été présentée. Les débats sur ce sujet ont donc été remis à plus tard. Les participants ont aussi demandé aux Etats-Unis d'étudier la disponibilité des prises américaines d'*Istiophoridae* antérieures à 1986, ce qui a été fait pendant la réunion.

Le D^r Hsu a décrit la pêche palangrière du Taïpei chinois dans l'Atlantique (document SCRS/96/100). Il a fait remarquer qu'il était très difficile de ventiler par océan les données des années 1961-66, du fait que les statistiques Tâche I pour ces années figuraient dans le Taiwanese Fisheries Yearbook tous océans combinés. On ne dispose de relevés de carnets de pêche que depuis 1981 ; ceux d'années antérieures ont disparu ou ont été éliminés, mais les données correspondantes, à savoir les données Tâche II, existent encore sous forme de récapitulatifs pour les années à partir de 1967. Les participants ont pris note des très forts débarquements de makaire bleu et de makaire blanc pendant la période 1990-92. L'explication de ces estimations révisées est que, pendant ces années, dans certains strates spatio-temporelles, quelques palangriers du Taïpei chinois visaient des istiophoridés, et que leurs sorties différaient beaucoup des modalités antérieures de pêche. Les données de CPUE par an ont été calculées d'après les statistiques Tâche II pour les années 1967 à 1994. On a utilisé les données Tâche II lorsqu'elles indiquaient de plus fortes prises que celles de la Tâche I.

Le D^r Amorim a décrit les pêcheries palangrières de makaire bleu et de makaire blanc au large du Brésil (document SCRS/96/101). Il a commenté en détail l'évolution récente (1994-95) de la pêche palangrière de surface qui a montré de plus fortes CPUE que les engins traditionnels. Une délibération sur d'éventuels doubles comptes concernant les prises de la flottille étrangère en location a permis de confirmer que les données n'étaient déclarées qu'au Brésil, et qu'il n'y avait donc pas de doubles comptes.

Le D^r Uozumi a décrit la pêche palangrière japonaise pendant les années 90 (document SCRS/96/95). On a observé à la Fig. 1 du document SCRS/96/95 un important accroissement global de l'effort pendant la période 1990-95 par rapport aux deux décennies précédentes. Le D^r Uozumi a fait remarquer que les données japonaises sur le voilier et sur le makaire-bécune/marlin de Méditerranée avaient été isolées à partir de 1992, mais qu'il n'y avait pas eu beaucoup de données enregistrées avant 1994-95 (Figs. 5 et 6 du document SCRS/96/95).

Le document de travail élaboré par Kim *et al.* (SCRS/96/99) décrivait en détail la prise accessoire d'istiophoridés par les pêcheries palangrières coréennes, mais sans ventilation nord-sud de la prise atlantique globale. Par ailleurs, les données n'étaient présentées que pour 1980-94. M. Kim a mis à disposition le pourcentage respectif du nord et du sud basé sur la Tâche II. Les participants ont noté que la prise totale d'istiophoridés avait été estimée dans le document SCRS/96/99 d'après les statistiques de débarquement collectées par le gouvernement coréen. Lorsque les prises coréennes avaient été enregistrées en tant que "BIL UNCL", les auteurs ont ventilé les données au moyen de la composition de la prise Tâche II pour chaque année. Ce processus ressemble beaucoup à celui qu'utilisait auparavant le Secrétariat.

Les participants ont comparé les données coréennes Tâche I de la base ICCAT de données avec les nouvelles estimations présentées dans le document SCRS/96/99 (**Tableau DSP-4**), et ont décidé d'utiliser la Tâche I ICCAT pour toutes les années avant 1980. On a également décidé d'utiliser les données du document SCRS/96/99 pour les années 1980-91. Des débats prolongés ont porté sur la prise coréenne Tâche I pour 1992-94. La Corée a déclaré les débarquements de

1992-94 en tant que "BIL UNCL", et que les données Tâche II de ces mêmes années sont relativement insuffisantes pour déterminer la composition spécifique. On a aussi noté que les quantités déclarées pour 1992-94 à la rubrique "BIL UNCL" étaient relativement faibles par rapport à la capture totale et à l'effort global. Par ailleurs, la flottille coréenne a commencé à pêcher le thon rouge en Méditerranée pendant les années en question, ce qui expliquerait peut-être les faibles prises accessoires d'istiophoridés. Les participants ont donc décidé d'utiliser tel que le total "BIL UNCL" ; la composition spécifique des données Tâche II combinées pour 1980-88 (années pour lesquelles la couverture Tâche II a été relativement adéquate) a servi à ventiler ces données par espèces (60,1 % de makaire bleu, 24,9 % de makaire blanc et 15 % de voilier).

Le total des débarquements estimés (Tâche I révisée) de la Corée a ensuite été ventilé entre nord et sud pour le makaire blanc et le makaire bleu, au moyen de la proportion nord-sud des prises de chaque espèce enregistrées dans les données Tâche II (**Tableau DSP-4**). La ventilation est-ouest des données sur le voilier est abordée plus avant dans le présent rapport.

6. Débat sur le tableau de captures

Les participants ont noté que la flottille palangrière espagnole ne débarquait pas de voilier. L'Espagne ne déclare donc pas de prise accessoire d'istiophoridés par sa pêcherie palangrière d'espadon. Toutefois, les données d'observateurs (observateurs sénégalais à bord d'unités espagnoles) et les documents de travail remis récemment par l'Espagne montrent qu'il existe une prise accessoire d'istiophoridés par cette pêcherie. Les participants ont chargé le Secrétariat de demander à l'Espagne d'examiner ses prises palangrières de makaire bleu, de makaire blanc et de voilier dans le nord et le sud de l'Atlantique, afin d'obtenir une estimation par espèce des rejets d'istiophoridés morts. Les participants ont aussi noté que, comme dans le cas de l'Espagne, la flottille palangrière des Etats-Unis ne débarquait pas non plus d'istiophoridés (depuis l'année 1988), mais que les Etats-Unis estimaient la prise accessoire d'istiophoridés par espèce.

Les participants ont également examiné la capture tropicale espagnole à la senne, et ont décidé d'y ajouter 100 TM/an pour les années 1984-94. Ce montant est égal à la prise à la senne déclarée par la France (qui utilise le même engin et pêche dans le même secteur), mais on a pris note du fait que la flottille espagnole de senneurs était bien plus importante, et que sa prise d'istiophoridés pourrait donc s'avérer bien plus volumineuse que celle de la France. Le Secrétariat a aussi été chargé d'encourager la France à réviser les estimations de ses senneurs pour les années 1981-94.

Les participants ont chargé le Secrétariat de contacter le représentant du Mexique pour recommander la récupération des données palangrières sur les istiophoridés pour le nord-est du Golfe du Mexique, qui devraient être disponibles depuis le début des années 80. Ces données ont été présentées à la réunion de 1995 du SCRS, mais il a été impossible de localiser le document. Le D' Amorim a demandé au Secrétariat de ventiler les données brésiliennes 1994 et 1995 de capture de makaire bleu, de makaire blanc et de voilier entre la palangre traditionnelle et la palangre de surface récemment introduite. Cette suggestion a été adoptée, et une note en bas de page a été ajoutée au tableau à cet effet. Des révisions des données historiques du Ghana sur le makaire bleu et le makaire blanc ont été remises au D' Farber par M. S.N.K. Quatey (Ghana), pour réviser et actualiser la table de captures. Les nouvelles données ghanéennes constituaient un changement substantiel par rapport aux prises déclarées antérieurement au milieu des années 70. On a observé, par ailleurs, que le Ghana n'avait presque pas signalé de capture de voilier pour les années avant 1974, mais que les déclarations de 1974 dépassaient 3.000 TM. Il est très peu probable qu'une nouvelle pêcherie ait démarré au Ghana et ait accru ses captures de 2 TM en 1973 à 3.040 TM en 1994 (**Tableau DSP-7**). Les participants ont donc demandé aux scientifiques ghanéens de présenter ces nouvelles données de façon officielle, avec preuves à l'appui comme le demande le SCRS, et de remettre une estimation des captures pour la période antérieure à 1974. Autrement, il sera impossible d'évaluer les stocks pour le secteur est-atlantique qui contient des données d'avant 1974. De plus, les statistiques ghanéennes de débarquement de makaire bleu et de makaire blanc d'avant 1988 doivent être entièrement documentées et remises au Secrétariat.

Les données 1995 des Etats-Unis sur la pêche d'istiophoridés à la canne/moulinet ont été présentées au Secrétariat. Le D' Suzuki a demandé une description de la pêcherie et une explication du fait que les données étaient présentées en tant qu'"estimations minimales d'istiophoridés". Le D' Prince a décrit la zone géographique très ample (sur les côtes est des Etats-Unis) du nord-est des Etats-Unis aux Cayes de Floride (dans la zone ICCAT 92) et des côtes sud-ouest de la Floride à la frontière entre le Texas et le Mexique (dans la zone ICCAT 91). Le D' Prince a souligné que le nombre de points potentiels de débarquement sur ces côtes étendues était assez substantiel, ce qui rendait malaisées et onéreuses les enquêtes concernant les débarquements, relativement parsemés, d'istiophoridés. Les participants ont demandé au Secrétariat de supprimer le commentaire qui disait que les prises américaines à la canne/moulinet étaient des "estimations minimales". Par ailleurs, les débarquements de 1994 de voilier par les Etats-Unis à la canne/moulinet ont aussi été révisés d'après une prospection taxidermique (document SCRS/96/102) qui constituait la meilleure estimation minimale dont on disposait à ce moment. On a aussi ajouté une note en bas de page au tableau pour signaler le caractère provisoire de cette estimation,

et mentionner que la base historique concernant le voilier pris à la canne/moulinet par les Etats-Unis allait être révisée selon des prospections taxidermique supplémentaires. Par ailleurs, la base de données historique des îles Vierges (Etats-Unis) a été remise au SCRS, mais ces données doivent être examinées pour vérifier qu'elles n'ont pas déjà été incluses dans la base de données des Etats-Unis.

7. Ventilation est-ouest des prises historiques de voilier

Les participants ont noté qu'en 1995, le SCRS avait demandé un examen des données historiques sur le voilier, et avait encouragé les tentatives d'estimation des prises respectives de l'est et de l'ouest. On a noté que les prises de voilier de Cuba, de la Corée et de Panama avaient été estimées pour l'est et pour l'ouest (ICCAT, 1994) à partir de 1982, mais pas pour les années antérieures. La plupart des données historiques de capture de voilier du Japon et du Taïpei chinois ont été déclarées en précisant les zones est et ouest.

Les participants ont d'abord demandé au Secrétariat de fournir une ventilation est-ouest de l'effort portant sur le voilier et de ses captures dans la base coréenne Tâche II, ce qui a été fait. On a noté qu'il n'y avait pas de tendance cohérente de l'effort dans la ventilation est-ouest pour l'ensemble de la période sous étude (1960-94). Les participants ont donc décidé d'appliquer la proportion est-ouest des prises coréennes Tâche II de voilier pour les années pour lesquelles on disposait de statistiques Tâche II, de façon à ventiler la capture Tâche I en zones est-ouest (**Tableau DSP-5**). Pour les années 1967-69, les données coréennes Tâche II étaient en nombre de poissons ; elles ont été converties en tonnes métriques en utilisant un poids moyen de 26,8 kg et de 25 kg respectivement (ICCAT, 1994) pour les zones est et ouest de voilier. Pour les années pour lesquelles on ne disposait pas de données coréennes Tâche II, la prise historique totale 1960-93 a été accumulée et utilisée pour estimer la proportion est-ouest ; ceci a servi à estimer les données globales Tâche I (41,8 % à l'est, et 58,2 % à l'ouest). Ces prises estimées est et ouest (1960-93) de la Corée ont été adoptées et figurent ci-joint au **Tableau DSP-5**.

Du fait que les données Tâche II sur les prises panaméennes et cubaines étaient rares ou inexistantes, les participants ont décidé d'appliquer le même ratio est-ouest de voilier utilisé pour estimer la prise coréenne de cette espèce. Cette décision a été prise du fait que les caractéristiques de pêche de Panama et de Cuba ressemblent plus à celles de la flottille coréenne qu'à celles des flottilles japonaise ou du Taïpei chinois. La prise estimée de voilier de Panama et de Cuba figure au **Tableau DSP-6**. On a également noté que la prise japonaise de voilier pendant les années 1956-59 avait été déclarée pour l'Atlantique entier. Les prises japonaises Tâche II de voilier ont donc servi à ventiler ces prises entre est et ouest.

OUVRAGES CITES

CRAMER, J. and M.H. Prager. 1994. Refinements in exploratory surplus-production analyses of Atlantic blue marlin. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 565-571

FARBER, M.I. and C.D. Jones. 1994. An exploratory stock-production analyses of Atlantic white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 572-587

FARBER, M.I., C. D. Jones, and T. Diouf. 1996. An exploratory stock production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the eastern Atlantic Ocean. Intern. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, 45(2): 295-304.

ICCAT. 1994. Report of the Second ICCAT Billfish Workshop. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI: 13-166.

JONES, C. D., and M. I. Farber. 1994. An exploratory stock-production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the western Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, 42(2):335-345.

INFORME DE LA SESIÓN PREPARATORIA DE DATOS DE MARLINES (DPS)
(Miami, Florida, EE.UU., 11-13 de julio de 1996)

1. Apertura, designación de Presidente, y organización de la reunión.

La Sesión Preparatoria de Datos se celebró del 11 al 13 de julio de 1996, también en el Southeast Fisheries Science Center, en Miami. El Dr. J.E. Powers, Director del Laboratorio de Miami, dio la bienvenida a los participantes.

El Dr. E.D. Prince actuó de Presidente de la Sesión Preparatoria de Datos. El Dr. M.I. Farber actuó de Relator.

Asistieron a la reunión los siguientes científicos: A. Amorim (Brasil); J.B. Kim (Corea); M. Farber, P. Goodyear, J.E. Powers, E.D. Prince y G. Scott (Estados Unidos); Z. Suzuki, K. Uosaki y Y. Uozumi (Japón); C.C. Hsu (Taiwan); P. Kebe y P.M. Miyake (Secretaría de ICCAT. (Véase en el **Apéndice 2** la Lista completa de Participantes en las Jornadas ICCAT sobre Marlines).

2. Examen de documentos científicos

La Sesión examinó los pertinentes documentos científicos bajo cada punto del Orden del día de las Jornadas Marlines (véase el **Apéndice 3**, Lista de Documentos presentado a las Jornadas).

3. Examen de las conclusiones y recomendaciones del SCRS 1995

La Sesión Preparatoria de Datos examinó las recomendaciones del SCRS en 1995 respecto a las estadísticas de marlines y el mandato dado a este Grupo por las Jornadas. Los científicos participantes en la Sesión decidieron examinar no sólo los datos de la pesquería de palangre, sino de algunas otras pesquerías, hasta donde fuese factible.

4. Examen de la base de datos

El Dr. Miyake, Secretario Ejecutivo Adjunto de ICCAT, examinó los objetivos de la Sesión Preparatoria de Datos, concretamente para revisar la base de datos históricos de marlines (**DPS-Tablas 1, 2, 3 y 8; DPS-Figuras 1-3**) y para actualizar las tablas de captura a lo largo de 1995 allí donde fuera posible. Después examinó los problemas que existen en la base de datos histórica de palangre de marlines: (1) como captura fortuita de palangre, los marlines frecuentemente aparecen comunicados juntos como "MARLINES SIN CLASIFICAR", o mezclados con tiburones y comunicados como "OTROS"; (2) los problemas de idioma causaron cierta confusión entre aguja negra, aguja azul y aguja blanca; y (3), históricamente, el pez vela y *Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone* han sido históricamente combinados y comunicados juntos para Japón, Corea, Panamá, Cuba y Taiwan, debido a la introducción de informatización de los datos y el límite definido, en aquel momento, de 80 columnas. Además, los datos de pez vela/*Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone* se comunicaron originalmente por Atlántico norte y sur, igual que la aguja azul y la aguja blanca. A comienzos de los años 80 se decidió separar los datos de pez vela/*Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone* en áreas este y oeste del Atlántico.

El Dr. Miyake examinó los resultados de las Primeras Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines, celebradas en 1981. En aquel momento, se estaban llevando a cabo intentos iniciales para distribuir los datos combinados en estimaciones individuales por especies utilizando los datos de captura de la Tarea I y de captura/esfuerzo de la Tarea II. En las Jornadas de 1981 se consideró que la base de datos de palangre de Japón la más precisa y completa y se derivaron promedios de 10 años por área y tiempo para estimar la composición por especies, lo que después se aplicó a los datos de palangre de Corea y Taiwan por estratos espacio-temporales. El Dr. Miyake examinó las Segundas Jornadas de Trabajo ICCAT sobre Marlines, que tuvo lugar en 1992, donde los datos de pez vela se dividieron en áreas este-oeste desde 1982, en vez de áreas norte-sur. En la Sesión se observó que algunos países aún seguían comunicando las capturas combinadas de marlines como "Marlines sin Clasificar". La Secretaría empleó los datos de la Tarea II para separar estas categorías sin clasificar por especies, y posteriormente por áreas.

El Dr. Prince observó que el objetivo primario de estas Jornadas consistía en actualizar las bases de datos de aguja azul y aguja blanca, y actualizar las evaluaciones de stock de 1992 de estas dos especies (Cramer y Prager; Farber y Jones). Un objetivo secundario era separar las capturas históricas de pez vela en áreas este/oeste. El Dr. Prince observó que la

más reciente evaluación de stock de marlines se había llevado a cabo para el pez vela del Atlántico este en la Reunión SCRS 1995 (Farber *et al.*) y para pez vela del Atlántico oeste en la Reunión SCRS 1994 (Jones y Farber).

5. Examen de los Documentos de Trabajo

El Documento SCRS/96/97 presentaba métodos para estimar la captura de marlines por la flota de palangre estadounidense, utilizando datos de observadores y cuadernos de pesca, examinados en la Sesión. Estas tasas de captura observadas eran en general más altas, en promedio, que las tasas comunicadas, e indicaban que una parte de los informes de los cuadernos de pesca podría subestimar la captura fortuita de marlines. El análisis se limitaba al período 1987-1995, y hubo discusión sobre posibles métodos para dar una mayor ampliación a las estimaciones en la historia. La Sesión recomendó efectuar investigación ulterior de este tema. Además, en la Sesión Preparatoria de Datos, los científicos mostraron su inquietud por la significativa variabilidad en la proporción de capturas (es decir, captura comunicada por anzuelo/captura por anzuelo según los observadores). Por ejemplo, se estimaron ratios tan altos que equivalían a su multiplicación por 75 para la aguja azul en ciertos caladeros y estratos trimestrales. La estratificación aplicada fue la de año-trimestre-caladero. No había datos disponibles de observadores en todos los estratos, por lo que se requirió el agrupamiento de datos. Se recomendaron revisiones a los métodos aplicados que estabilizarían los ratios. Las tareas se efectuaron en esta Sesión. Se decidió que era aceptable tener dos opciones para la base de datos de palangre de Estados Unidos, pero que la Sesión retendría una decisión hasta que presentasen las opiniones de los participantes en las Jornadas, que llegarían el lunes día 15 de julio. Se postergaron ulteriores discusiones hasta ese momento. La Sesión Preparatoria de Datos también solicitó que Estados Unidos investigue la disponibilidad de las capturas de istioforideos anteriores a 1986, de su país, y este objetivo se llevó a cabo durante la reunión.

El Dr. Hsu examinó la pesquería de palangre de Taiwan en el Océano Atlántico (SCRS/96/100). Observó que los datos de 1961-1966 eran muy difíciles de separar en océanos individuales, ya que los datos de la Tarea I de estos años aparecían en una lista en "Taiwanese Fisheries Yearbook", como todos los océanos combinados. Se dispone de los cuadernos de pesca sólo desde 1981 hasta la actualidad, ya que los de años anteriores se perdieron o destruyeron, si bien estos datos aún están disponibles en forma resumida desde 1967, es decir, datos de la Tarea II. En la Sesión se observaron los muy altos desembarques de aguja azul y blanca para los años 1990-1992. La explicación de estas estimaciones revisadas era la de que en ciertos estratos espacio-temporales de esos años, algunos barcos palangreros taiwaneses perseguían marlines, y que estas salidas eran muy diferentes de las prácticas pesqueras previas. Los datos de CPUE por año se derivaron de los datos de la Tarea II para los años 1967-1994. Si los datos de la Tarea II indicaban capturas superiores a las de los datos de la Tarea I, entonces se utilizaban los datos de la Tarea II.

El Dr. Amorim examinó las pesquerías de palangre de aguja azul y blanca frente a Brasil (SCRS/96/101). Se refirió en detalle al reciente desarrollo (1994-1995) de la pesca de palangre sub-superficial, que ha mostrado CPUE superiores a las del arte tradicional. Se concluyó una discusión sobre una posible duplicación de las capturas de los barcos extranjeros alquilados al confirmar la Sesión que los datos se comunicaban sólo a Brasil y por tanto, la duplicación no constituía un problema.

El Dr. Uozumi examinó la pesquería de palangre de Japón en la década de los 90 (SCRS/96/95). En la **Figura 1** del SCRS/96/95 se observó un gran incremento global del esfuerzo durante el período 1990-1995 en comparación con las dos décadas anteriores. Observó que los datos japoneses de pez vela y *Tetrapturus pfluegeri* + *T. belone* estaban separados a partir de 1992, pero que no se habían registrado muchos datos hasta 1994-1995 (**Figuras 5 y 6** del SCRS/96/95).

El documento de trabajo del Sr. Kim *et al.* (SCRS/96/99) detallaba las capturas fortuitas de marlines de las pesquerías de palangre de Corea dirigidas a los túnidos, pero no separaban la captura del total del Atlántico en Atlántico norte y sur. Además, sólo se presentaron datos para 1980-1994. El Sr. Kim puso a disposición los porcentajes del norte y sur basados en los datos de la Tarea II. En la Sesión se observó que en este documento (SCRS/96/99) se estimaba la captura total de marlines, basándose en estadísticas de desembarques recolectadas por el Gobierno de Corea. Cuando las capturas coreanas se comunicaban como "Marlines sin clasificar", los autores separaban los datos utilizando las composiciones de captura de la Tarea II para cada año. Este procedimiento es muy similar al que adoptó la Secretaría en el pasado.

La Sesión Preparatoria de Datos comparó la base de datos de ICCAT de la Tarea I de Corea con las nuevas estimaciones que se presentan en el SCRS/96/99 (**DPS-Tabla 4**) y se decidió utilizar los datos de la Tarea I de ICCAT para todos los años anteriores a 1980. También se decidió utilizar datos del SCRS/96/99 para 1980-1991. Se produjo un considerable debate respecto a la captura de la Tarea I para Corea para 1992-1994. Corea comunicó desembarques para 1992-1994 como "Marlines sin clasificar", mientras que los datos de la Tarea II para esos años son relativamente insuficientes para usarlos para la composición por especies. También se observó que las cantidades comunicadas para 1992-1994, bajo el epígrafe "Marlines sin clasificar" eran relativamente bajas, en relación con las capturas y esfuerzo totales. Por otra parte, la flota coreana comenzó capturando atún rojo en el Mar Mediterráneo durante esos años, lo que podría

explicar las escasas capturas fortuitas de marlines. En consecuencia, se decidió en la Sesión utilizar el total de "Marlines sin clasificar" tal como está, mientras que la composición por especies de los datos de la Tarea II combinadas para 1980-1988 (durante los cuales la cobertura de la Tarea II fue relativamente adecuada), se aplicaron a separar estos datos en especies (60.1% de aguja azul, 24.9% de aguja azul, y 15% para pez vela).

Los desembarques totales estimados (Tarea I revisada para Corea) se separaron más adelante en norte y sur para la aguja blanca y la aguja azul, utilizando la proporción norte-sur de las capturas para cada especie registrada en los datos de la Tarea II (**DPS-Tabla 4**). La separación de los datos de pez vela en áreas este y oeste se discute más adelante.

6. Discusión sobre la tabla de captura

La Sesión Preparatoria de Datos observó que la flota de palangre española no desembarca marlines. Por esta razón no comunican la captura fortuita de marlines de su pesquería de palangre de pez espada. Sin embargo, datos de observadores (observadores de Senegal en barcos españoles) y recientes documentos de trabajo de España indican que en esta pesquería se produce la captura fortuita de marlines. Durante la Sesión se indicó a la Secretaría que solicitase a España que examinara sus capturas de palangre en el Atlántico norte y sur de aguja azul, aguja blanca y pez vela, para facilitar estimaciones de los descartes de marlines muertos, por especies. Se observó que Estados Unidos tampoco desembarca marlines (desde 1988) de su pesquería de palangre (como España), pero que este país estima la captura fortuita de marlines por especies.

En las Sesiones se examinó también la captura de la flota de cerco tropical de España y se decidió añadir 100 t por año a los años 1984-1994. Esta cantidad es igual a la captura de cerco comunicada por Francia (utilizando el mismo arte y pescando en la misma zona), pero se observó que el tamaño de la flota española de cerco, y presumiblemente la captura resultante de marlines, podría ser mucho más amplia que la de Francia. De forma similar, se indicó a la Secretaría que instase a Francia a revisar sus estimaciones de cerco para 1981-1994.

En la Sesión se requirió que la Secretaría contacte al representante de México y recomendó la recuperación de datos de palangre de marlines del noroeste del Golfo de México que deberían estar disponibles retrospectivamente hasta comienzos de la década de los 80. Estos datos fueron presentados en la reunión SCRS 1995, pero no se pudo localizar el documento. El Dr. Amorim solicitó a la Secretaría que separe los datos de aguja azul y aguja blanca de 1994 y 1995, y la captura de palangre de pez vela de Brasil en datos tradicionales y recientes de palangre sub-superficial. Se adoptó esta sugerencia y se añadió una nota al pie en la Tabla de captura. Las revisiones de los datos históricos de Ghana para aguja azul y aguja blanca fueron entregados por Mr. S.N.K. Quatey (Ghana) al Dr. Farber. Estas revisiones se presentaron en la Sesión, para revisar y actualizar la tabla de captura. Los nuevos datos de Ghana representaron cambios muy sustanciales en las capturas previamente comunicadas a mediados de los años 70. Asimismo, se observó que Ghana casi no había comunicado capturas de pez vela para los años anteriores a 1974, mientras que los informes de captura de 1974 superaron las 3.000 t. Es muy improbable que se iniciara una nueva pesquería en Ghana y que incrementara sus capturas de 2 t. en 1973 a 3.040 t en 1974, (**DPS-Tabla 7**). En consecuencia, en la Sesión se solicitó a los científicos de Ghana que presentasen oficialmente estos nuevos datos, justificándolos, tal como solicitó el SCRS y que aportasen capturas estimadas para el período anterior a 1974. De lo contrario, no se pueden efectuar evaluaciones de stock para la zona del Atlántico este, que incluyen datos anteriores a 1974. Además, las estadísticas de desembarque de Ghana de aguja azul y aguja blanca anteriores a 1988 necesitan ser plenamente documentadas y presentadas a la Secretaría.

Se comunicaron a la Secretaría los datos de 1995 de caña y carrete de Estados Unidos para marlines. El Dr. Suzuki solicitó una descripción de la pesquería y una explicación de por qué los datos se presentan como "estimaciones mínimas para pez vela". El Dr. Prince describió la muy amplia zona geográfica (comprendida en la costa continental este de Estados Unidos) desde la costa nordeste de Estados Unidos a los Cayos de Florida (comprendida dentro del Area ICCAT 92) y desde la costa sudoeste de Florida a la frontera de Texas/México (comprendida en el Area ICCAT 91). El Dr. Prince hizo hincapié en que el número de lugares potenciales de desembarque a lo ancho de esta amplia línea costera es bastante importante, y en que llevar a cabo prospecciones de las muy escasas ocasiones de desembarques de marlines es difícil y caro. Durante la Sesión se solicitó a la Secretaría que observara que las capturas estadounidenses de caña y carrete era "estimaciones mínimas". Además, los desembarques estadounidenses de caña y carrete de pez vela en 1994 también se revisaron basándose en un estudio de taxidermia (SCRS/96/102) que representaba las mejores estimaciones mínimas disponibles en aquel momento. También se añadió una nota al pie de la tabla para indicar la naturaleza provisional de esta estimación y que la base de datos histórica de pez vela de caña y carrete de Estados Unidos desde mediados de los años 80 en adelante tenía que revisarse basándose en estudios adicionales de taxidermia. Además, la base de datos históricos de Virgin Islands (EE.UU.) fue presentada al SCRS, pero este dato debe verificarse para asegurar que los datos no han sido previamente incluidos en la base de datos de Estados Unidos.

7. Separación histórica de las capturas de pez vela en Atlántico este y oeste

En la Sesión Preparatoria de Datos se observó que el SCRS 1995 había solicitado un examen de los datos históricos de pez vela y alentado intentos destinados a estimar las capturas por áreas este y oeste. Se hizo notar que las capturas de pez vela efectuadas por Cuba, Corea y Panamá se estimaron para el este y el oeste (ICCAT, 1994) desde 1982, pero no en años anteriores. La mayor parte de los datos históricos de captura de pez vela para Japón y Taiwan se han comunicado por áreas este/oeste.

En la Sesión se solicitó a la Secretaría que en primer lugar facilitara la separación este/oeste del esfuerzo y capturas de pez vela en la Tarea II de Corea, objetivo que se llevó a cabo. Se observó que no existían tendencias coherentes en la separación este-oeste del esfuerzo a lo largo del período temporal estudiado (1960-1994). En consecuencia, la Sesión decidió aplicar la proporción este-oeste de la Tarea II de Corea sobre capturas de pez vela a aquellos años para los cuales se disponía de datos de la Tarea II, con el fin de separar la captura de la Tarea I por áreas este-oeste (**DPS-Tabla 5**). En cuanto a 1967-1969, los datos de la Tarea II de Corea se presentaban en número de peces y fueron convertidos a toneladas métricas, utilizando un promedio de peso de 26.8 kgs y 25 kgs (ICCAT, 1994) para las áreas este y oeste de pez vela, respectivamente. Para los años en los que no se disponía de datos de la Tarea II de Corea, se acumuló la captura total histórica desde 1960 a 1993, y se utilizó para estimar la proporción entre el este y el oeste, aplicándose a estimar los datos totales de la Tarea I (este, 41.8% y oeste, 58.2%). Estas estimaciones este y oeste de las capturas de pez vela (1960-1993) para Corea fueron adoptadas en la Sesión y se muestran en la **DPS-Tabla 5**.

Dado que se disponía de muy pocos datos, si los había, de la Tarea II disponibles para las capturas panameñas y cubanas, se acordó en la Sesión aplicar el mismo ratio este-oeste para pez vela que se aplicó para estimar la captura de pez vela de Corea. Los científicos adoptaron este enfoque debido a que el esquema pesquero de Panamá y Cuba guarda mayor similitud con el de la flota de Corea que con el de las flotas de Japón o Taiwan. Las capturas estimadas de pez vela para Panamá y Cuba se facilitan en la **DPS-Tabla 6**. Se observó que la captura de Japón de pez vela en 1956-1959 se comunica para el total del Atlántico. Por ello, las capturas de pez vela de la Tarea II de Japón se utilizaron para separarla en áreas este y oeste.

LITERATURA CITADA

CRAMER, J. and M.H. Prager. 1994. Refinements in exploratory surplus-production analyses of Atlantic blue marlin. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 565-571

FARBER, M.I. and C.D. Jones. 1994. An exploratory stock-production analyses of Atlantic white marlin (*Tetrapturus albidus*) in the Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI : 572-587

FARBER, M.I., C. D. Jones, and T. Diouf. 1996. An exploratory stock production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the eastern Atlantic Ocean. Intern. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, 45(2): 295-304.

ICCAT. 1994. Report of the Second ICCAT Billfish Workshop. Comm. for the Cons. of Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.* XLI: 13-166.

JONES, C. D., and M. I. Farber. 1994. An exploratory stock-production model analysis of sailfish (*Istiophorus platypterus*) in the western Atlantic Ocean. Inter. Comm. for the Cons. Atl. Tunas, *Coll. Vol. Sci. Pap.*, 42(2):335-345.

APPENDIX 5 TABLES/ TABLEAUX APPENDICE 5/ TABLAS APENDICE 5

TITRES DES TABLEAUX DE LA REUNION PREPARATOIRE DES DONNEES EN FRANÇAIS

- DPS-Tableau 1 Prises (TM) Tâche I déclarées de makaire bleu
- DPS-Tableau 2 Prises (TM) Tâche I déclarées de makaire blanc
- DPS-Tableau 3 Prises (TM) Tâche I déclarées de voilier (y compris de makaire-bécune et de marlin de Méditerranée)
- DPS-Tableau 4 Comparaison des prises (TM) coréennes d'istiophoridés déclarées en tant que Tâche I de l'ICCAT à celles qui figurent dans le document SCRS/96/99 et dans les estimations des Journées.
- DPS-Tableau 5 Estimation des prises (TM) panaméennes et cubaines de voilier, par région.
- DPS-Tableau 6 Estimation des prises (TM) coréennes de voilier, par région.
- DPS-Tableau 7 Comparaison des prises (TM) ghanéennes de voilier déclarées en tant que Tâche I de l'ICCAT à celles qui figurent dans le document SCRS/95/105.

TITULOS DE LAS TABLAS DE LA SESION PREPARATORIA DE DATOS EN ESPAÑOL

- DPS-Tabla 1 Captura de la Tarea I (t) comunicada para aguja azul
- DPS-Tabla 2 Captura de la Tarea I (t) comunicada para aguja blanca
- DPS-Tabla 3 Captura de la Tarea I (t) comunicada para pez vela (incluyendo *Tetrapturus pfluegeri* + *T. Belone*)
- DPS-Tabla 4 Comparación entre la captura de marlines de Corea (t) comunicada en la Tarea I de ICCAT y las estimaciones del SCRS/96/99 y Jornadas de Trabajo.
- DPS-Tabla 5 Estimaciones de las capturas de pez vela de Corea, por región.
- DPS-Tabla 6 Estimaciones de las capturas de pez vela de Panamá y Cuba, por región.
- DPS-Tabla 7 Comparación entre los datos de captura de pez vela de Ghana que se comunican en la Tarea I y los que se comunican en el SCRS /95/105.

DPS-Table 1. Task I catch (MT) reported for blue marlin.

COUNTRY	AREA	GEA	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	
TOTAL			9037	8010	6155	3859	2240	2515	3091	2864	3367	2366	3177	3016	3185	2310	2047	1506	1384	1574	1707	2468	1722	2371	2918	1818	1740	2453	3957	4301	4006	2741	2978	3398	3563	
AREA UNKNOWN			0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	213	281	145	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200
ESPANA	ETRO	PS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	63	101	45	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
FRANCE	ETRO	PS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	150	180	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
NORTH ATLANTIC			5141	4809	3682	2040	1173	1381	1601	1845	2150	1315	1616	1916	2076	1366	1255	976	880	1067	1249	1616	1186	1285	1438	1045	660	812	1452	1939	1451	1091	1240	1159	1267	
BARBADOS	NWA	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	183	150	120	81	72	51	73	117	99	126	126	10	14	13	46	3	18	12	21	21	23	23	
BERMUDA	NWA	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	2	5	2	4	1	2	7	8	9	11	6	8	15	17	18	19	11	15	15	
CANADA-JP	NWA	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
CHINA.TAI	NATL	LLFB	27	8	2	34	131	374	348	369	193	300	155	183	105	169	64	81	51	160	98	100	125	102	148	117	52	26	11	937	716	336	281	182	206	
CUBA	NATL	LL	123	128	144	91	223	167	122	108	149	67	223	516	594	250	220	97	156	162	178	318	273	214	246	103	68	94	74	112	50	50	0	0	0	
CUBA	NATL	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	77	85	38	50	50	
ESPANA	NEAT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	
ESPANA	NEAT	LLH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	4	1	0	0	23	2	4	4	**	**	**	
ESPANA	NEAT	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	0	
GABON	ETRO	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	
GRANADA	NWA	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	12	6	8	11	36	33	34	40	52	64	52	58	52	52	
JAPAN	NATL	LL	4759	4434	3330	1677	485	474	658	758	1223	335	229	267	551	260	118	54	68	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JAPAN	NATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	NATL	LLH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	193	332	637	192	351	409	174	78	206	593	250	145	193	207	337	479	
KOREA	NATL	LLFB	0	1	4	46	66	93	214	368	221	215	457	385	304	174	307	185	67	48	71	19	43	110	154	36	13	14	252	240	34	11	2	16	16	
MEXICO	NWG	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	13	13		
NEI-1	NATL	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57	100	100	
NETHERLA	NWA	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	40	40	40	40	40	
PANAMA	NATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	208	62	44	47	87	42	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PORT(AZO	NEAT	SPOR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	11	7	2	0	0	0	0	10	0	0	
PORT(MAD	NEAT	BB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
PORT(MAD	NEAT	HAN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1	4	2	5	6	5	
SENEGAL	ETRO	HAN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	4	0	0	4	0	
SENEGAL	ETRO	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	
SENEGAL	ETRO	TRO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	
ST.VINCENT	NWA	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	2	2	2	
TRINIDAD &	NWA	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	7	3	17	1	0	27	3	4	3	226	150	150	
TRINIDAD &	NWA	SPOR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1	2	1	0	0	0		

DPS-Table 1. (Continued)

COUNTRY	AREA	GEA	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995		
U.S.A	NWA	HAN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
U.S.A	NWA	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	43	31	85	0	0	63	0	0	0	0		
U.S.A	NWC	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	62	0	0	0	0			
U.S.A	NWT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	0	0	22	0	0	0	0			
U.S.A	NWG	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	18	13	52	0	0	0	0	0	0			
U.S.A	NWA	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	27	0	114	113	0	39	62	24	29			
U.S.A	NWT	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	0	45	20	0	3	2	0	0			
U.S.A	NWG	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	55	57	40	85	80	0	0			
U.S.A	ATLA	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
U.S.A	NWC	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	0	0	0	0			
U.S.A	NEG	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	33	27	17	1	11	15	9	15	14			
U.S.A	NWT	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	35	29	18	4	3	10	24	12	6			
U.S.A	NWA	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	93	117	86	20	16	24	44	59	23			
U.S.A	NWA	SPOR	128	161	163	149	197	168	207	204	179	191	209	234	241	265	295	295	295	295	295	295	187	187	147	187	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
U.S.S.R	NEAT	LLM	0	0	1	1	3	3	3	2	3	7	10	1	3	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	7	23	0	0	0	0	0	0	0	0		
UKRAINE	NEAT	TRA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	0	0	0			
VENEZUEL	NWA	LL	101	74	36	35	62	96	43	30	178	188	124	83	82	78	79	93	132	79	102	81	167	107	214	214	55	14	20	20	39	81	47	58	44		
VENEZUEL	NWA	RR	3	3	2	7	6	6	6	6	4	2	1	2	1	1	1	1	2	2	4	2	5	10	5	4	5	3	5	5	5	12	10	0	0		
VENEZUEL	NWA	GILL					0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	70	48		
SOUTH ATLANTIC			3896	3201	2473	1819	1067	1134	1490	1019	1217	1051	1561	1100	1109	944	792	530	504	507	458	852	536	1086	1480	773	1080	1641	2505	2362	2555	1650	1738	2239	2296		
BENIN	SEAT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	7	0	8	10	7	4	12	0	6	6	6	6	0	0		
BENIN	SEAT	HS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
BRASIL	SWAT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
BRASIL	SWAT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	6	0	0	0	0	0	0		
BRASIL	SWAT	LLH	12	12	12	12	6	15	17	38	14	17	4	15	15	18	12	20	16	12	21	13	10	7	7	6	6	13	26	13	15	17	14	18	*	40	*
BRASIL	SWAT	LLM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	3	0	7	6	6	11	0	7	0	2	0	3		
BRASIL	SWAT	SPOR	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	2	1	2	2	2	0	1	1	1	0	1	1	2	1	0	1	2	0		
BRASIL	SWAT	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	52	2	13	7	20	20	3	1	0	1	12	10	0	0	0	0	0	0	0	9	
BRASIL-HO	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	0	
BRASIL-JPN	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	25	4	9	5	14	15	20	25	28	26	44	29	31	18	3	11	11	15		
BRASIL-KO	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	3	
BRASIL-TAI	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	28	49	107	32	102		
CHINA.TAI	S ATL	LLFB	21	5	2	35	160	429	1016	560	742	628	537	369	422	240	107	177	139	129	104	150	47	70	165	98	265	266	462	767	956	488	404	262	297		
COTE D'IVO	SEAT	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	100	100	100	88	65	72	78	58	110	153	144		

DPS-Table 1. (Continued)

COUNTRY	AREA	GEA	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995			
CUBA	SATL.	LL	22	26	32	27	221	113	43	41	17	22	75	170	195	159	100	113	180	187	108	118	123	159	205	111	137	191	77	90	0	0	0	0	0			
CUBA	SATL.	UNC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	62	69	0	0	0	0			
GHANA	SEAT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	430	324	126	123	236	441	471	0	0		
JAPAN	SATL.	LL	3841	3156	2421	1693	588	472	302	247	172	85	117	17	57	4	17	15	66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	SATL.	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	SATL.	LLH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	115	136	495	248	482	691	335	362	617	962	967	755	824	719	1165	1072	0	0	
KOREA	SATL.	LLFB	0	1	3	47	79	93	98	120	258	251	532	449	354	392	356	140	78	46	55	31	88	234	262	60	139	361	437	84	503	13	11	40	40	0	0	
NEI-1	SATL.	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	117	100	100	0	0		
PANAMA	SATL.	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	244	72	51	107	103	32	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
U.S.S.R	SEAT	LLM	0	1	3	5	13	12	13	12	14	36	52	8	15	1	9	4	0	0	1	0	0	0	7	16	22	32	5	0	0	0	0	0	0	0		

* Include near-surface LL catches of 5 mt for 1994 and 36 mt for 1995

** Unknown quantities of catches.

NOTE: Reprted catches for U.S. RR are minimum estimates for ICCAT Areas 92 and 93.

DPS-Table 2. Task I catch (MT) reported for white marlin.

COUNTRY	AREA	GEAR	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	
TOTAL			2614	3735	4906	3512	1426	2047	2269	2143	2260	2280	1859	1760	1745	1819	1125	950	1015	936	1121	1100	1668	1227	1769	1603	1461	1299	1711	1504	1505	1241	1269	1308	944	
NORTH ATLANTIC			914	1694	2127	1798	588	692	1215	1055	1547	1208	1010	1222	1129	1052	501	428	481	514	781	658	1360	756	938	923	582	379	300	316	186	443	380	409	335	
BARBADO	NW AT	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	117	11	39	17	28	17	21	21	
BERMUDA	NW AT	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	
CANADA	NW AT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	2	
CANADA-J	NW AT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
CHINA.TAI	N ATL	LLFB	4	3	2	32	47	58	135	104	178	244	135	252	125	142	44	79	62	105	174	135	203	96	128	319	153	0	4	85	13	92	123	172	99	
CUBA	N ATL	LL	35	45	69	118	127	103	58	61	45	34	112	256	294	68	67	43	68	70	189	205	728	241	296	225	30	13	21	14	20	20	0	0	0	
ESPANA	NE AT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	24	0	0	0	0	0	0	0	
ESPANA	NE AT	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	14	0	0	0	13	4	2	2	**	**	**	
ESPANA	NE AT	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	0	19	0	
JAPAN	N ATL	LL	754	1493	1913	1417	174	273	451	419	915	339	328	381	404	540	80	27	42	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	N ATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	N ATL	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	99	118	84	27	52	45	56	60	68	73	34	45	180	33	34	31	
KOREA	N ATL	LLFB	0	1	1	51	44	52	204	340	219	213	106	90	71	64	71	33	16	18	49	12	6	18	147	37	2	2	82	39	1	9	3	3	3	
KOREA	N ATL	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	20	0
MEXICO	NW GO	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	8	8
NEI-1	N ATL	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	46	50	50	
PANAMA	N ATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	48	14	10	17	20	8	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ST.VINCEN	WTRO	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
U.S.A	NW AT	HAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.A	NW CA	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	0	0	0	
U.S.A	NE GO	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	9	44	36	24	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.A	ATLAN	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.A	NW AT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20	31	2	59	13	17	0	0	0	0	0	0	
U.S.A	NW GO	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	31	0	8	11	11	8	10	0	
U.S.A	NW AT	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	0	22	24	18	14	13	8	
U.S.A	WTRO	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	2	3	0	0	0	0	
U.S.A	NW CA	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	
U.S.A	WTRO	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	0	0	3	0	0	0	
U.S.A	NW AT	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	81	66	15	17	1	7	12	10	
U.S.A	GOFM	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	5	1	0	1	1	1	1	
U.S.A	NW AT	SPOR	64	70	76	76	81	87	76	104	95	99	104	108	107	109	109	109	109	109	109	109	109	141	143	141	31	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.S.R	NE AT	LLMB	0	0	0	0	1	1	1	0	1	1	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VENEZUEL	NW AT	LL	55	78	63	93	104	107	268	15	82	258	170	114	113	107	108	127	181	110	140	112	230	148	148	148	148	38	38	38	38	64	107	25	95	
VENEZUEL	NW AT	RR	2	4	3	11	10	11	22	12	12	10	5	7	4	5	2	2	2	3	2	1	4	7	7	3	6	3	5	5	5	9	10	18	0	
VENEZUEL	NW AT	GILL																																17	5	
SOUTH ATLANTIC			1700	2041	2779	1714	838	1355	1054	1088	713	1072	849	538	616	767	624	522	534	422	340	442	308	471	831	680	879	920	1411	1188	1319	798	889	899	609	
ARGENTIN	SW AT	LL	0	0	0	0	3	14	0	0	20	100	57	0	2	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
ARGENTIN	SW AT	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	4	0	0	8	9	6	0	0	0	
BRASIL	SW AT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

DPS-Table 2. (Continued)

COUNTRY	AREA	GEAR	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995		
BRASIL	SWAT	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	1	1	1	0	0	11	0	0	0	0	0		
BRASIL	SWAT	LLHB	17	17	17	17	9	21	24	54	17	33	18	32	33	22	27	17	29	21	20	41	45	51	97	52	107	159	141	270	117	71	72	*	57	*	
BRASIL	SWAT	LLMB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	7	0	6	6	6	16	0	2	0	6	0	2		
BRASIL	SWAT	SPOR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	0	0	4		
BRASIL	SWAT	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	25	3	2	4	3	0	0	0	0	0	0	3	1	1	0	0	0	0	0	0		
BRASIL-HO	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	6	6	0		
BRASIL-JP	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	227	146	112	26	4	56	25	8	36	39	31	35	31	41	22	0	9	6	0
BRASIL-KO	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	23	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	
BRASIL-TA	SWAT	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	67	79	161	6	36		
CHINA.TAI	SATL	LLFB	10	3	2	29	134	327	448	508	260	469	464	285	382	377	119	198	155	145	136	227	87	124	172	196	613	565	979	810	790	506	493	680	397		
CUBA	SATL	LL	9	17	33	23	67	15	7	8	4	6	21	48	55	38	57	127	205	212	116	45	112	153	216	192	62	24	22	6	10	10	0	0	0		
GHANA	SEATL	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	88	68	31	17	14	22	1	2		
GHANA	SEATL	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	6	0	0	0	0	0	0	0	0		
JAPAN	SATL	LL	1664	2002	2718	1585	494	815	392	284	65	101	27	9	14	3	26	14	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	SATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	SATL	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	25	27	17	24	81	73	74	76	73	92	77	68	49	57	40		
KOREA	SATL	LLFB	0	2	7	58	125	157	177	230	341	332	165	139	109	220	111	5	24	0	36	57	9	44	225	34	25	17	53	42	56	1	3	20	20		
KOREA	SEATL	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
NEI-1	SATL	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	68	50	50		
PANAMA	SATL	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	16	75	22	16	59	31	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.S.R	SEATL	LLMB	0	0	2	2	6	6	6	4	6	15	22	3	6	0	3	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
URUGUAY	SWAT	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	13	65	44	16	6	1	1	1	1	1	3	0	0	0	

* Including near-surface longline catches of 16 mt for 1994 and 22 mt for 1995

** Unknown quantity of catches

NOTE: REPORTED U.S. R.R. CATCHES ARE MINIMUM ESTIMATES FOR ICCAT ARFEAS 92 AND 93

DPS-Table 3. Task I catch (MT) reported for sailfish (including spearfish)

COUNTRY	ARE	GEAR	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	
TOTAL			994	1500	2919	2421	1894	2568	2361	2857	2898	2420	1638	4401	5968	6183	2076	2984	3784	2564	2513	3249	3966	3172	2971	2719	3120	2448	1973	2492	2082	2494	3269	2598	2452	
EAST ATLANTIC			505	536	1383	1350	1167	1299	1195	857	111	1375	859	3437	5081	5319	1144	2142	2881	1667	1627	2294	3188	2138	1964	1702	2172	1629	1229	1722	1300	1551	2183	1752	1691	
BENIN	SE AT	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	34	45	0	50	50	25	32	40	8	20	21	20	21	20	20	20	
BENIN	SE AT	HS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
CAP-VERT	NE A	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
CHINA.TAI	EAST	LLFB	0	0	1	15	71	557	423	296	526	785	491	99	25	217	59	7	19	5	12	6	20	8	9	1	0	0	7	13	0	0	420	100	31	
COTE D'IV	SE AT	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	40	40	40	40	67	55	62	40	71	44	60	71	
CUBA	E TR	LL	10	20	43	31	371	56	52	42	21	13	42	96	110	185	65	69	40	79	79	158	200	115	19	55	50	22	53	61	0	0	0	0		
CUBA	EAST	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	184	200	0	0	0	
ESPANA	NE A	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	0	4	7	9	**	**	14	**	**	**	**	**	**	**	
GHANA	E TR	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3040	4726	4517	764	1885	2691	119	891	1426	2408	1658	1485	925	1392	837	462	395	463	297	693	700	700		
JAPAN	EAST	LL	0	0	0	0	0	0	95	125	89	66	19	38	4	24	11	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	EAST	LLFB	205	232	852	520	174	121	48	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
JAPAN	EAST	LLHB	0	0	0	0	0	11	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	33	50	38	47	63	84	71	37	57	57	63	16	42	58	50	*	47	
JAPAN	EAST	LLMB	290	283	479	717	230	416	180	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOREA	SE AT	BBF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
KOREA	EAST	LLFB	0	1	5	62	231	49	395	326	321	312	69	58	46	151	46	18	5	34	24	33	3	34	29	2	20	15	17	16	30	3	3	6	6	
NEI-1	EAST	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	15	15	
PANAMA	EAST	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	31	9	7	41	13	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PORTUGA	NE A	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	1	1	
SENEGAL	E TR	HAND	0	0	0	0	74	71	74	74	74	74	74	61	113	67	64	30	263	409	499	457	120	215	526	511	491	408	967	460	693	668	600	600	600	
SENEGAL	E TR	SPOR	0	0	0	0	2	5	7	13	38	48	70	33	61	76	93	79	77	62	88	69	49	41	25	45	73	46	37	51	47	45	60	50	50	
SENEGAL	E TR	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	4	4	2	1	0	3	5	8	21	10	32	31	0	0	0	
SENEGAL	E TR	TROL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	9	45	99	53	29	147	172	150	150	150	
U.S.S.R	NE A	LLMB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
U.S.S.R	E TR	LLMB	0	0	3	5	14	13	14	11	14	39	14	9	7	1	13	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
U.S.S.R	SE AT	LLMB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	37	0	0	0	0	0	0	5	4	4	0	0	0	0	0	0	
WEST ATLANTIC			489	964	1536	1071	727	1269	1166	2000	1779	1045	779	964	887	864	932	842	903	897	886	955	778	1034	1007	1017	948	819	744	770	782	943	1086	846	761	
ARUBA	W TR	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	10	20	20	30	30	30	30	30	30	30	30	30	23	20	16	13	9	5	0	0	0		
BARBADOS	NW A	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	69	45	29	40	61	68	68	68	
BRASIL	SW A	GILL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
BRASIL	SW A	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	0	0	0	
BRASIL	SW A	LLHB	46	46	46	46	23	57	27	21	43	64	37	78	76	114	98	96	51	65	38	50	52	77	110	225	125	90	112	88	53	33	44	40	***	
BRASIL	SW A	LLMB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	27	5	4	4	4	0	4	0	2	0	3	
BRASIL	SW A	SPOR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	29	28	40	57	26	22	0	37	26	35	36	27	23	19	25	33	21	28	5	
BRASIL	SW A	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	62	119	90	84	87	55	53	8	4	1	1	5	10	0	15	0	0	0	34	34	34	
BRASIL-HO	SW A	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	2	+	
BRASIL-JP	SW A	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	32	26	12	0	8	7	1	2	2	4	6	1	2	0	9	0	0	10	
BRASIL-KO	SW A	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	41	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

DPS-Table 3. (Continued)

COUNTRY	ARE	GEAR	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
BRASIL-TA	SW A	LLFB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	205	233	23	54	
CHINA.TAI	WEST	LLFB	0	0	1	20	106	75	251	281	346	17	107	171	123	177	5	57	18	36	81	22	31	45	39	64	31	300	171	83	73	33	223	95	29
CUBA	WTR	LL	13	29	59	44	0	258	19	58	30	17	58	133	152	0	91	51	151	119	134	181	28	169	130	50	171	78	55	126	0	0	0	0	
CUBA	WEST	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	83	70	0	0		
DOMINICA	WTR	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	50	49	46	18	40	44	44	40	31	98	50	90	
ESPANA	NE A	LLHB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	**	**	33	**	**	**	**	**		
GRANADA	NW A	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	31	37	40	31	36	27	37	66	164	211	104	114	98	218	316	310	246	151	151
JAPAN	WEST	LL	0	0	0	0	0	0	0	499	321	132	78	118	112	133	23	9	20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JAPAN	WEST	LLFB	100	295	730	255	118	93	48	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JAPAN	WEST	LLHB	0	0	0	0	8	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	44	135	22	34	38	28	6	22	22	25	73	1	2	2	*
JAPAN	WEST	LLMB	140	360	410	353	156	321	178	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOREA	WEST	LLFB	0	21	6	87	0	160	316	453	446	433	96	81	63	0	65	14	19	51	41	19	0	52	72	14	1	0	17	25	0	3	0	8	8
MEXICO	NW G	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	19	19
NEI-1	WEST	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	31	30	30	
NETHERLA	WTR	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	28	28	28	28	28	28	28	28	21	21	21	21	21	21	21	10	10	10	10	10	10	10	10	15	15	15
PANAMA	WEST	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20	44	13	9	0	18	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ST.VINCEN	NW A	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	4	4	4	4	
TRINIDAD	WTR	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	64	58	14	24	35	24	9	6	3	2	55	100	100
TRINIDAD	WTR	SPOR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0	
TRINIDAD	WTR	UNCL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	1	2	0	0	0	
U.S.A	NW A	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	34	0	0	0	5	0	0	
U.S.A	NW G	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	6	0	0	7	5	0	0	
U.S.A	WTR	LL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	
U.S.A	NW A	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	0	10	12	29	14	8	7	4
U.S.A	NW C	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	
U.S.A	NW G	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	69	0	21	7	0	8	10	0
U.S.A	WTR	LLD	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	
U.S.A	NW A	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	5	1	1	1	6	7	29	+
U.S.A	NW G	RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	1	0	1	1	0	1	+	
U.S.A	NW A	SPOR	157	173	188	194	201	207	214	220	227	233	240	248	254	261	308	308	308	308	308	308	308	308	195	195	190	0	0	0	0	0	0	0	0
VENEZUEL	NW A	LL	31	36	93	61	113	79	89	428	326	91	86	77	56	54	54	64	91	55	70	56	115	74	74	74	74	19	19	19	19	36	54	51	51
VENEZUEL	NW A	RR	2	4	3	11	10	11	22	12	12	10	5	7	4	5	2	2	2	3	2	1	4	7	7	3	6	3	5	5	5	10	10	0	0
VENEZUEL	WTR	SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	49	42

* Not including catches of spearfish.

** Unknown quantity of catches.

*** Including 9 MT of surface longline catches for 1994 and 1995.

+ Revised using taxidermist survey, only for 1994. Attempts will be made to revise earlier years and 1995.

++ All by near-surface longlines

NOTE: REPORTED U.S. R.R. CATCH ARE MINIMUM ESTIMATES FOR ICCAT AREAS 92 AND 93

DPS-Table 4. Comparison of Korean catch (MT) of billfish reported in Task I of ICCAT and in SCRS/96/99 and Workshop estimates

AREA	SOURCE	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
ICCAT DATA BASE FOR BLUE MARLIN																						
N ATL.	TASKI	304	174	307	185	67	45	70	18	25	57	83	49	15	8	99	78	108	108	16	12	
S ATL.	TASKI	354	392	356	140	78	92	56	33	67	91	141	83	168	239	188	132	184	184	25	18	
TOTAL	TASKI	658	566	663	325	145	137	126	51	92	148	224	132	183	247	287	210	292	292	41	30	
N ATL.	TASKII						3	112	4	14	31	53	36	7	6	42	33	3	13	1.6		
S ATL.	TASKII						3	88	7	30	62	90	60	79	152	81	12	39	16	9.3		
SCRS/96/99 ESTIMATES FOR BLUE MARLIN																						
N ATL.	TASKI						48	71	19	43	110	154	36	13	14	252	240	34	17	3		
S ATL.	TASKI						46	55	31	88	234	262	60	139	361	437	84	503	21	16		
TOTAL	TASKI						94	126	50	131	344	416	96	152	375	689	324	537	38	19		
N ATL.	TASKII						2.7	111.7	3.9	14.4	29.5	52.5	35.5	7.4	5.7	29.3	33.1	2.7	12.6	3.3		
S ATL.	TASKII						2.6	87.8	6.6	29.8	63	89.5	59.6	79.5	151.2	50.7	11.6	39.5	15.9	16.2		
AGREED CATCHES (MT) FOR BLUE MARLIN BY BILLFISH WORKSHOP																						
N ATL.		304	174	307	185	67	48	71	19	43	110	154	36	13	14	252	240	34	11	2	16	16
S ATL.		354	392	356	140	78	46	55	31	88	234	262	60	139	361	437	84	503	13	11	40	40
TOTAL		658	566	663	325	145	94	126	50	131	344	416	96	152	375	689	324	537	24.1	13.2	55.3	55
ICCAT DATA BASE FOR WHITE MARLIN																						
N ATL.	TASKI	71	64	71	33	16	12	48	12	28	8	79	42	3	1	24	75	104	104	1	20	
S ATL.	TASKI	109	220	111	5	24	25	37	60	13	18	121	56	29	12	20	112	156	156	1	30	
TOTAL	TASKI	180	284	182	38	40	37	85	72	41	26	200	98	32	13	44	187	260	260	2	50	
N ATL.	TASKII						1	77	3	2	5	50	37	1	1	10	5	0	0	0.1	2	
S ATL.	TASKII						0	57	12	3	12	77	34	13	7	8	6	4	0	0.2	9	
SCRS/96/99 ESTIMATES FOR WHITE MARLIN																						
N ATL.	TASKI						18	49	12	6	18	147	37	2	2	82	39	1	1	1	13	
S ATL.	TASKI						0	36	57	9	44	225	34	25	17	53	42	56	0	1	78	
TOTAL	TASKI						18	85	69	15	62	372	71	27	19	135	81	57	1	2	91	
N ATL.	TASKII						1	76.5	2.6	2.1	4.8	50.1	36.9	1.1	0.8	9.5	5.3	0.1	0.4	0.7	1.9	
S ATL.	TASKII						0	57.2	12	2.8	11.7	76.9	34	14.1	7.1	6.2	5.8	4.3	0.03	0.8	11.9	
AGREED CATCH (MT) FOR WHITE MARLIN BY FISLLFISH WORKSHOP																						
N ATL.		71	64	71	33	16	18	49	12	6	18	147	37	2	2	82	39	1	9	3	3	3
S ATL.		109	220	111	5	24	0	36	57	9	44	225	34	25	17	53	42	56	1	3	20	20
TOTAL		180	284	182	38	40	18	85	69	15	62	372	71	27	19	135	81	57	10.0	5.5	22.9	22.9
ICCAT DATA BASE FOR SAILFISH																						
N ATL.	TASK I	0	0	0	0	0	8	40	15	3	0	0	0	0	0	5	0	0	0	0	0	0
ATLANTI	TASK I	109	151	111	32	24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
S ATL.	TASK I	0	0	0	0	0	15	25	33	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EAST ATL.	TASK I	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	16	1	1	7	8	14	19	19	2	12	
WEST ATL.	TASK I	0	0	0	0	0	0	0	0	0	37	39	21	24	5	7	38	53	53	0	0	
TOTAL	TASK I	109	151	111	32	24	23	65	48	7	37	55	22	25	12	20	52	72	72	2	12	
EAST ATL.	TASK II		17		4	29	2	38	7	1	9	10	2	34	6	3	2	2	0	2	0	
WEST ATL.	TASK II		0		3	108	3	64	4	0	14	25	14	2	0	3	3	0	0	0	0	
TOTAL	TASK II		17		7	137	5	102	11	1	23	35	16	36	6	6	5	2	0	2	0	
SCRS/96/99 ESTIMATES FOR SAILFISH																						
TOTAL							85	65	52	3	86	101	16	21	15	33	41	30	1	1	1	
AGREED CATCH (MT) FOR SAILFISH BY FISLLFISH WORKSHOP																						
EAST ATL.		48	151	48	18	5	34	24	33	3	34	29	2	20	15	17	16	30	3	3	6	6
WEST ATL.		61	0	63	14	19	51	41	19	0	52	72	14	1	0	17	25	0	3	0	8	8
TOTAL		109	151	111	32	24	85	65	52	3	86	101	16	21	15	33	41	30	6	3	14	14
SE ATL.	BBF	0	14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ESTIMATES OF SPECIES COMPOSITIONS FOR 1992-1995																						
Total catch of three species reported by SCRS/96/99 for the period of 1980 through 1988.																						
	WGHT	%																				
BUM	1784	60.1%																				
WHM	738	24.9%																				
SAI	444	15.0%																				
TOTAL	2966																					
			BUM	24.1	13.2	55.3																
			WHM	10.0	5.5	22.9																
			SAI	6.0	3.3	13.8																
			TOTAL	40	22	92																

DPS-Table 5. Estimates of Korean sailfish catches by region

YEA	TASK I	SCRS/96/99	ESTIMATES BY WORKSHOP			TASK II (Korea) EFFORT		SAI MT		SAI NO	
			TOTAL	EAST	WEST	EAST	WEST	EAST	WEST	EAST	WEST
60	0		0	0.0	0.0	0	0				
61	0		0	0.0	0.0	0	0				
62	0		0	0.0	0.0	0	0				
63	0		0	0.0	0.0	0	0				
64	3		3	1.3	1.7	0	0				
65	11		11	4.6	6.4	0	0				
66	149		149	62.3	86.7	636151	36338				
67	231		231	231.0	0.0	1413980	126379	2.8	0.0	106	0
68	275		275	49.4	160.0	251210	268000	2.5	11.5	94	461
69	543		543	395.2	315.9	552355	339278	13.2	4.9	491	197
70	779		779	325.8	453.2	0	0				
71	767		767	320.8	446.2	0	0				
72	745		745	311.6	433.4	0	0				
73	165		165	69.0	96.0	0	0				
74	139		139	58.1	80.9	20863300	10658760				
75	109		109	45.6	63.4	6786279	5325592				
76	151		151	151.0	0.0	12189590	13749960	17	0		
77	111		111	46.4	64.6	9215790	13883020				
78	32		32	18.3	13.7	9538150	11292000	4	3		
79	24		24	5.1	18.9	5659191	7931492	29	108		
80	23	85	85	34.0	51.0	10341210	4713836	2	3		
81	65	65	65	24.2	40.8	11473440	9635842	38	64		
82	48	52	52	33.1	18.9	13084760	7776111	7	4		
83	7	3	3	3.0	0.0	12624830	6374446	1	0		
84	37	86	86	33.7	52.3	10978660	5408173	9	14		
85	55	101	101	28.9	72.1	12410430	6381846	10	25		
86	22	16	16	2.0	14.0	8961733	6189241	2	14		
87	25	21	21	19.8	1.2	6683619	415999	34	2		
88	12	15	15	15.0	0.0	5449738	152411	6	0		
89	20	33	33	16.5	16.5	5730195	3677470	3	3		
90	52	41	41	16.4	24.6	1161047	2280939	2	3		
91	72	30	30	30.0	0.0	2995357	5618	2	0		
92	72	1	6	2.5	3.5	1221815	337003	0	0		
93	2	1	3	3.3	0.0	2276990	225932	2	0		
94	12	1	14	5.8	8.0	2286900	0	0	0		
95	0		14	5.8	8.0	0	0				

TOTAL (1960-1995)

186.50913 259.43026
41.8% 58.2%

Conversion of number of fish into weight is done, assuming
EAST average weight of fish as 26.8 kg
WEST average weight of fish as 25 kg

DPS-Table 6. Estimates of Panamanian and Cuban sailfish catches by region

YE	PANAMA			CUBA			KOREAN TASK II			
	TASK I TOTAL	ESTIMATES BY WOR EAST	WEST	TASK I TOTAL	ESTIMATES BY W EAST	WEST	SAI MT EAST	WEST	SAI NO EAST	WEST
60	0	0	0	0	0	0				
61	0	0	0	0	0	0				
62	0	0	0	0	0	0				
63	0	0	0	23	10	13				
64	0	0	0	49	20	29				
65	0	0	0	102	43	59				
66	0	0	0	75	31	44				
67	0	0	0	371	371	0	3	0	106	0
68	0	0	0	314	56	258	3	12	94	461
69	0	0	0	71	52	19	13	5	491	197
70	0	0	0	100	42	58				
71	0	0	0	51	21	30				
72	35	15	20	30	13	17				
73	75	31	44	100	42	58				
74	22	9	13	229	96	133				
75	16	7	9	262	110	152				
76	41	41	0	185	185	0	17	0		
77	31	13	18	156	65	91				
78	7	4	3	120	69	51	4	3		
79	2	0	2	191	40	151	29	108		
80	0	0	0	198	79	119	2	3		
81	0	0	0	213	79	134	38	64		
82	0	0	0	339 *	158	181	7	4		
83	0	0	0	228 *	200	28	1	0		
84	0	0	0	284 *	115	169	9	14		
85	0	0	0	149 *	19	130	10	25		
86	0	0	0	105 *	55	50	2	14		
87	0	0	0	221 *	50	171	34	2		
88	0	0	0	100 *	22	78	6	0		
89	0	0	0	108 *	53	55	3	3		
90	0	0	0	187 *	61	126	2	3		
91	0	0	0	267 *	184	83	2	0		
92	0	0	0	270 *	200	70	0	0		
93	0	0	0	0	0	0	2	0		
94	0	0	0	0	0	0	0	0		
95	0	0	0	0	0	0				

* Task I base contgained east and west break down.

DPS-Table 7. Comparison of Ghanaian sailfish catch data reported in Task I with those reported in SCRS/95/105

YEAR	TASK I CATCH	SCRS/95/105
1970	0	0
1971	0	0
1972	0	0
1973	2	0
1974	8	3040
1975	22	4726
1976	11	4517
1977	638	764
1978	1574	1885
1979	2246	2691
1980	119	1191
1981	449	891
1982	16	1426
1983	2161	2408
1984	1658	1658
1985	1485	1485
1986	925	925
1987	1391	1391
1988	837	837
1989	462	462
1990	395	395
1991	463	463
1992	297	297
1993	693	693

APPENDIX 5 FIGURES/ FIGURES APPENDICE 5/ FIGURAS APENDICE 5

LEGENDES DES FIGURES DE LA REUNION PREPARATOIRE DES DONNEES EN FRANÇAIS

DPS-Fig.1 Prises (TM) Tâche I de makaire bleu par région, 1950-1995.

DPS-Fig.2 Prises (TM) Tâche I de makaire blanc par région, 1950-1995.

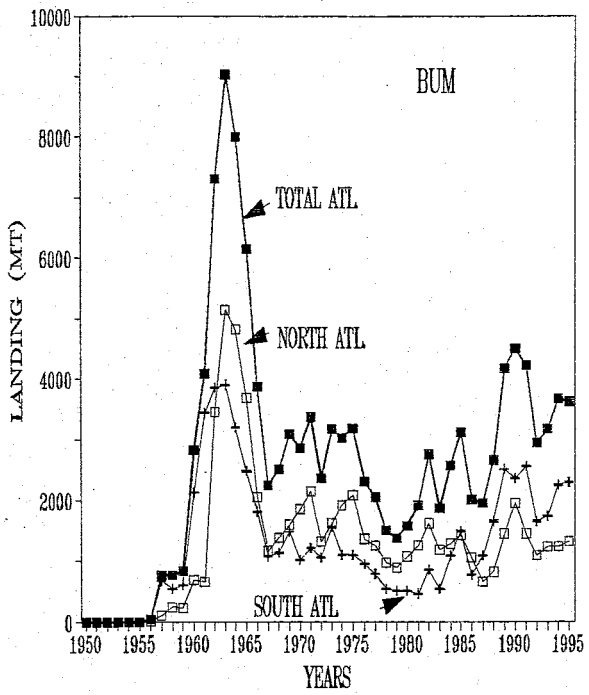
DPS-Fig.2 Prises (TM) Tâche I de voilier par région, 1950-1995.

LEYENDAS DE LAS FIGURAS DE LA SESION PREPARATORIA DE DATOS EN ESPAÑOL

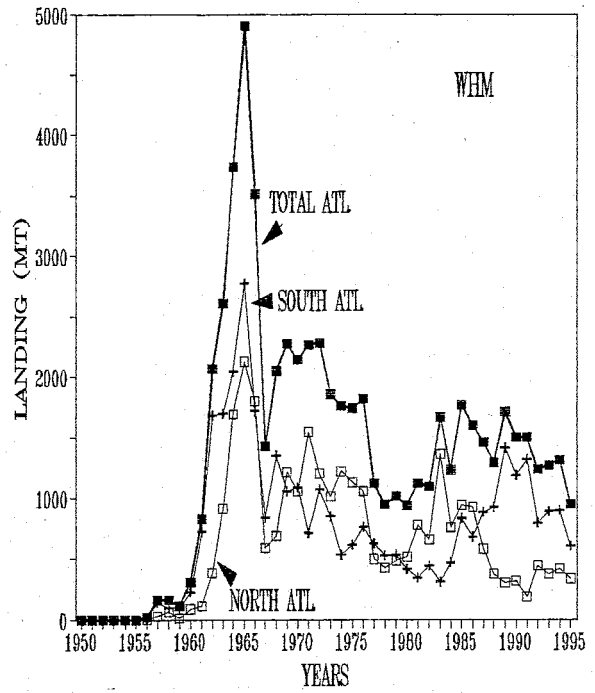
DPS-Fig.1 Capturas (t) de la Tarea I de aguja azul por regiones, 1950-1995.

DPS-Fig.2 Capturas (t) de la Tarea I de aguja blanca por regiones, 1950-1995.

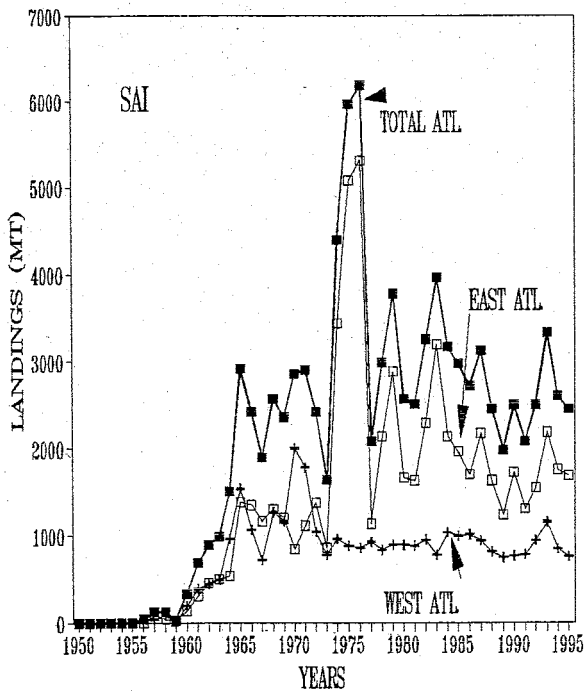
DPS-Fig.3 Capturas (t) de la Tarea I de pez vela por regiones, 1950-1995.



DPS-Fig. 1. Task I catches (MT) of blue marlin by regions, 1950-1995.



DPS-Fig. 2. Task I catches (MT) of white marlin by regions, 1950-1995.



DPS-Fig. 3. Task I catches (MT) of sailfish by regions, 1950-1995.