

**REPORT OF THE 2002 ATLANTIC SWORDFISH  
STOCK ASSESSMENT SESSION**  
(Madrid, September 9 to 13, 2002)

## 1 Opening, adoption of the Agenda, and introductions

The meeting was held at the Secretariat offices in Madrid. Dr. Julie Porter, meeting Chairman, opened the meeting and welcomed participants (“the Group”).

The Agenda (**Appendix 1**) was adopted without changes. The list of participants is attached as **Appendix 2** and the list of documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**.

## 2 Description of the fisheries

### 2.1 Overview

Directed longline fisheries from EC-Spain, the United States and Canada have operated since the late 1950s or early 1960s, and harpoon fisheries have existed since the late 1800s. Other directed swordfish fisheries include longline fleets from Brazil, Morocco, Namibia, EC-Portugal, South Africa, Uruguay, and Venezuela. The primary by-catch or opportunistic fisheries that take swordfish are tuna fleets from Chinese Taipei, Japan, Korea and EC-France. The tuna longline fishery started in 1956 and has operated throughout the Atlantic since then, with substantial catches of swordfish that are produced as a by-catch in their tuna fisheries. **Figure 1** shows a recent distribution of swordfish catches in the Atlantic.

As a result of ICCAT and domestic regulatory recommendations, there are three recent developments in the fisheries of some nations. (1) Starting in February 2000, Japanese vessels fishing in the North Atlantic were required to discard all swordfish as the Japanese block quota had been reached. (2) In 2001, U.S pelagic longline fishing was prohibited or restricted in five areas and times to reduce incidental catches including juvenile swordfish. (3) The Canadian directed swordfish fishery, which used to continue into October, since 1999 has finished at the end of August due to reduced quota. A further change in the fishery has resulted from changes in technology, i.e there has been a change in the type or style of longline gear used by many Spanish vessels that have gone from the traditional multifilament to monofilament gear. One concern of all these developments is the effect on the data available, its continuity and complexity and therefore its interpretation.

The SCRS scientists believe that ICCAT Task I landings data provide minimum estimates because of unreported catch of swordfish made in association with illegal, unreported and unregulated (IUU) fishing activities. However, the amount of NEI swordfish catch by IUU vessels has not been estimated.

*Total Atlantic.* The total Atlantic estimated catch of swordfish (North and South, including discards) reached an historical high of 38,624 t in 1995, 13% higher than the previous peak catch of 34,098 t in 1989 (**Table 1** and **Figure 2**). The 2001 estimated catch (reported and carried over) was 24,069 t (reported catch was 22,833 t). As a substantial number of countries have not yet reported their 2001 catches and because of unknown IUU catches, this value should be considered provisional and subject to revision.

*North Atlantic.* For the past decade, the North Atlantic estimated catch (landings plus discards) has averaged about 14,200 t (**Table 1** and **Figure 2**), although the 2001 landings (including carryovers)

plus discards were reduced to 9,797 t (reported catch was 9,433 t) in response to ICCAT regulatory recommendations. In 2001, there has been a 52% decrease in estimated catches (including discards and carryovers) since the 1987 peak in North Atlantic landings (20,236 t), in response to ICCAT recommendations. Reduced landings have also been attributed to shifts in fleet distributions, including movement of some vessels to the South Atlantic and out of the Atlantic. In addition, some fleets, including the United States, EC-Spain, EC-Portugal and Canada, have changed operating procedures to opportunistically target tuna and/or sharks, taking advantage of market conditions and higher relative catch rates.

*South Atlantic.* The South Atlantic estimated catch (landings plus discards) was relatively low (generally less than 5,000 t) before 1980. Since then, landings have increased continuously through the 1980s and the early 1990s to a peak of 21,884 t in 1995 (levels that match the peak of North Atlantic harvest). The increase of landings was in part due to progressive shifts of fishing effort to the South Atlantic, primarily from the North Atlantic, as well as other waters. Then the estimated landings decreased to 13,835 t by 1998 (37% reduction). The reduction in catch following the peak in 1995 was in response to the regulations, and partly due to a shift to other oceans and to a shift in target species. In 2001, the 14,251 t estimated catches, including carryovers (reported catches were 13,379 t) were about 8% below the 2000 level. The Group noted that data provided to ICCAT indicated that chartering arrangements have increased in the South Atlantic with a concurrent increase in reported catch.

*Discards.* Only the United States (1991-2001), Canada (1997-2001), and Japan (2000-2001) report positive estimates of dead discards. Japan (2000) also reported live releases. EC-Spain reports zero dead discards. Both the U.S. and Canada used scientific observer data to estimate dead discards. The Japanese estimates in 2000 and 2001 are based on radio reports.

## **2.2 Recent developments**

There are additional nations and fishing entities for which there are landings reported but no additional information on recent developments.

*Canada:* The Canadian nominal landings of swordfish in 2001 were 1079 t, taken by pelagic longline (958 t) and harpoon (121 t). In addition, based on data from at-sea observers, an estimated 26 t were discarded dead by the longline fleet. Only 63 of the 77 licensed longline vessels landed fish in 2001, a decrease relative to the 1993-1996 level when nearly all of the swordfish licenses were active. The reduced effort in recent years is a result of a combination of factors including reduced quota, increased opportunities for fishing other species, and relatively low prices.

There were major changes in the fishing patterns of the longline fleet in 1999-2001. Generally, the pelagic longline fishery occurs from May through October, however, due to the declining quotas combined with a competitive fishery the directed swordfish fishery was closed by the end of August in each of the three years. A limited "other" tunas fishery (*i.e.* tunas other than bluefin) with trip limits for swordfish was permitted after the closure, and in 2000 and 2001 an "other" tuna fishery was permitted in late autumn where all swordfish were discarded. Further to this, much more attention has been given to fishing other tuna species, especially bigeye, in light of the reduction in swordfish quota. In recent years, pelagic longline vessels have directed for bigeye early and late in the season, and fished to the geographic limit of their license. This level of fishing activity east of the Grand Banks has not been observed since the early 1990s.

*Chinese Taipei:* Chinese Taipei longline fleets started their operation in the Atlantic Ocean in the 1960s and are now distributed in the entire Ocean targeting mostly on albacore, bigeye or yellowfin tunas in the 1990s. Swordfish was mainly a by-catch to the fishery, although some small longliners have been targeting the species for the fresh fish market and some large longliners had access to fishing in Brazilian waters for swordfish seasonally in the past. Nevertheless, swordfish catch was

ranked as the fourth highest among catches for the mentioned fleets in the Atlantic Ocean and therefore was one of the most important species to the fishery.

For the North Atlantic stock, the annual catch was less than 300 t in the 1980s and increased to 400-600 t during 1991-1997. This increase was mainly due to the development of deep longline operations in the tropical area for bigeye and yellowfin tunas. Then due to a further catch reduction regulation by ICCAT, the catch decreased to a level of 300 t. The preliminary catch in 2001 was 281 t.

For the South Atlantic stock, the annual catch was about 200-1,300 t in the 1970s and 1980s, but has increased to 1,000-2,900 t in the 1990s accompanied by an increase of deep longline operations. Due to the enhanced catch regulation, the catch was then reduced to be around 1,100 t. The preliminary catch in 2001 was 1,167 t.

*EC-Portugal:* There were no major changes in the Portuguese swordfish longline fishery in recent years, other than those produced by regulations. The fishery continues to be multi-specific due to changes in species availability and market conditions, *i.e.*, increases in the price of other species, like sharks. Swordfish landings in 2001 were 735 t in the North Atlantic and 393 t in the South Atlantic.

*EC-Spain:* An extensive description of the fishery is found in SCRS/2002/098. Landings in the North in 2001 were 4,047 t, a 21% decline from landings in 1997 and a 42% decline from the landings reported in 1995. There were some changes in the Spanish fisheries in most recent years, additionally to those produced by regulations. It was already noted that over the past few years the North Atlantic fleet has become more of a multi-species fishery due to changes in the market (increases in the price of other species) and to a shift of some vessels out of the Atlantic. Additionally, many vessels have gone from the traditional multifilament to monofilament gear. In the South Atlantic reported catches for 2001 were 5,848 t, a 48% decline from the peak catches in 1995 (11,290 t).

*Japan:* The number of Japanese longliners which operated in the Atlantic in 2001 was estimated to be 204, which is very similar to the number in 2000, which was in turn the lowest since 1988 (corresponding to two-thirds of the highest number that was recorded in 1981). On the other hand, there were 28,000 fishing days in 2001, which is a decline of 7,700 days (or more than a 20% decline) relative to 2000.

The catch of swordfish made by Japanese longliners in the North Atlantic (North of 5°N) made up about 20% of the total Japanese swordfish catch in the Atlantic during the first half of the 1990s, but it increased to about 50% in the second half of the 1990s due to the change of fishing effort distribution. The fishing effort which targets bigeye has been more concentrated in the North Atlantic in the late 1990s and onwards than it was in the early 1990s. As a result, swordfish catch in the North Atlantic increased nearly 30% in the late 1990s and the five-year block quota assigned to Japan was reached. Subsequently, on 1 February 2000, the Japanese management authority required all Japanese longliners operating in the Atlantic north of 5°N to discard all swordfish. This requirement continues up to now. Therefore, the landings in 2000 decreased substantially to 152 t (from 1,212 t in 1999), and dead discards of 626 t were reported. In 2001, the landings from the North Atlantic were 0 t, and 508 t of dead discards were reported. In the South Atlantic, the catch was 741 and 557 t in 2000 and 2001, respectively.

The Japanese management authority started to collect information on discards by a radio reporting system at 10-day intervals, because the logbook reporting system has no information on discards. But the radio reporting system does not include information such as location of the discards, which is important for stock assessment. The management authority established the new daily reporting system for swordfish discards, which has the same information as the logbook reporting system, starting in August 2002. In accordance with the Commission's recommendation on swordfish research, seven observer trips on longline vessels in the Atlantic were conducted between November 2001 and March 2002 (SCRS/2002/140). Five trips were made on bluefin fishing in the North Atlantic (30°-59°N, 62°W-17°W) and two others were made in the tropical waters off Abidjan (3°-16°S, 11°W-2°E) and

Dakar (7°-11°N, 20°-25°W) targeting bigeye tuna. A total of 310 fishing days were monitored and biological information on swordfish was collected. In addition to the observer program, muscle samples for the genetic study on the stock structure have been collected voluntarily by the longliners since the end of 2000.

*Morocco:* The swordfish fishery is essentially carried out by driftnet off the Atlantic and Mediterranean coasts of Morocco. Catches of this species have increased considerably during the last ten years, exceeding 5,000 t in 1997. The fishery has shown a declining trend since 1998. This level of catch is closely linked to the fishing effort of the longline fleet. The average annual catch for the last three years is about 3,000 t for the Mediterranean and 150 t for the Atlantic.

Swordfish caught in the eastern part of the Moroccan Mediterranean have a smaller average size (about 110 cm) than those caught in the Strait of Gibraltar (about 140 cm). Male swordfish clearly prevail in sizes below 140 cm. Females are predominant in sizes over 150 cm.

Morocco is carrying out research activities on swordfish in accordance with certain ICCAT research recommendations and with technical and financial support from the FAO-COPEMED project.

*South Africa:* Prior to 1997, access to swordfish stocks was reserved for recreational fishermen by national legislation, and there was an insignificant incidental by-catch in the shark longline and demersal trawl fisheries. An experimental longline fishery was started in November 1997 when 30 permits were issued. Not all the permits were activated, and the number of available permits has been reduced to 25 in 2001. Although primarily intended as a tuna directed fishery, the vessels are equipped with American mono-filament gear and light sticks, and swordfish comprised 70% of the 1998 catch. Stringent by-catch limits for swordfish were imposed in 1999. In response some South African longline vessels moved to Namibia. During 2000, South Africa lifted the swordfish by-catch limit and declared a self-imposed country catch limit of 1000 t dressed weight.

Initially the major fishing area, exploited by local and foreign vessels was off the tip of the Agulhas Bank, in the vicinity of the ICCAT/IOTC boundary at 20 degrees E. The fishery has expanded both to the east and west. The majority of catches taken during 2001 were in the vicinity of the Walvis Ridge (ICCAT region) and an area east of Kwazulu-Natal (IOTC region). The observer scheme launched in November 1998 with the placement of the first observer on a local longline vessel has been expanded, reaching 24% observer coverage of the domestic tuna longline fleet in 2001.

*United States:* For 2001, the provisional estimate of U.S. vessel landings and dead discards of swordfish was 2,568 t. This estimate is 27% lower than the estimate of 3,497 t for 2000. U.S. swordfish landings are monitored in-season from reports submitted by dealers, vessel owners and captains, NMFS port agents, and mandatory daily logbook reports submitted by U.S. vessels permitted to fish for swordfish. This fishery is also being monitored via a scientific observer sampling program, instituted in 1992. Approximately 5% of the longline fleet-wide fishing effort is randomly selected for observation during the fishing year. The observer sampling data, in combination with logbook reported effort levels, support estimates of approximately 27,000 fish discarded dead in 2001, representing an estimated 308 t of swordfish, overall. For the North Atlantic, the estimated tonnage discarded dead in 2001 is 293 t, of which 288 is estimated due to longline gear. Overall, the estimates of dead discarded catch declined by 37% (184 t) compared to the 2000 level. These reductions (both in landed catch and in discarded catch) are thought to be due in large part to the effects of time-area closures and other domestic management actions in place during 2001.

During the year, 2001, U.S pelagic longline fishing was prohibited or restricted in the five areas and times shown in **Figure 3**. The three southern areas, (Charleston Bump, Florida East Coast, and Desoto Canyon), were selected, at least in part, to reduce the catch of swordfish <125 cm and other by-catch. The bluefin tuna area was closed primarily to reduce the catch of bluefin smaller than legal size for sale by U.S. fishers. Longline vessels were allowed to fish in the Northeast Distant Area if

they participated in a turtle study and carried an observer. The number of longline vessels in the U.S. fishery targeting swordfish has declined steadily since the mid-1990s. Reported effort (hooks) declined initially but has remained fairly stable since 1998. Some of the effort previously reported from the Florida East Coast fishing area appears to have redistributed into the Gulf of Mexico and up to the South Atlantic and Mid-Atlantic Bights. Although the metric tons of swordfish <125 cm estimated caught increased in some areas compared to the 1997-1999 average, notably the Gulf of Mexico, the overall change in estimates was a reduction in tonnage of nearly 50% in 2001.

*Venezuela*: Swordfish landings have varied between 20 and 37 t from 1997 to 2001. Landings were reduced by more than half compared to those recorded between 1991 and 1996. The reduction in the last five years was attributed to a shift in target species by some of the vessels of the longline fleet. The cause for the shift was because of the high catches of undersize swordfish in different times of the year, leaving only small time periods when legal size fish could be caught and landed.

### 3 State of the stocks

#### 3.1 Stock structure

Reviewing the progress made at this time on spawning area, tagging (conventional and electronic), and genetics, and also potential future research development, the Group considered it worthwhile to hold a workshop on stock structure (see Section 6).

##### - Spawning areas

A paper on North Atlantic swordfish spawning grounds was presented. The new information used gonad index (GI) and sex ratio pattern in females to identify the new spawning site (SCRS/2002/078). The new area localized are between 10°-15°N and 30°-40°W, showing more intense potential spawning in the eastern side of the area sampled, as high mean GI values were consistently above the defined GI value used as a measure of spawning. Sex ratio pattern indicated a low proportion of mid size females (170-215 LJFL cm), a pattern attributed to exist in areas where swordfish spawns in the North Atlantic. Information on spawning grounds based on observed spawning females with hydrated oocytes from gonads collected from 1990 to 1996 in the northwestern Atlantic (Arocha, 1997), and the new information presented are used to produce a map showing swordfish spawning grounds based on reproductive information (**Figure 4**). From the information presented in the map, it appears that two spawning groups are present in the North Atlantic, one group is located in off-shore waters of the North Atlantic and the other is located in the waters close to land masses and strong current systems. Each group appears to spawn at different time of year within each area. As new information on spawning fish become available, the spawning of swordfish in the North Atlantic becomes clearer. It appears that the two spawning groups show opposite spawning displacements. Whether the new information presented can be considered part of the traditional spawning ground for swordfish in the North Atlantic will depend on continued sampling in the new defined area and continued monitoring in traditional spawning grounds.

##### - Tagging

Two documents with tagging information were presented. The first document (SCRS/2002/080) gives a summary of recapture-tagged swordfish between 1984-2002 reported to the IEO, mostly by the Spanish longline fleet. A total of 66 fish were recovered where most of the recaptured fish show a tendency to move between subtropical and temperate waters in the north and South Atlantic. Trans-equatorial movements have not yet been reported in the traditional tagging. The information presented suggest that return rate of tagged fish is dependent on the improved tagging protocols, which include the methods of tagging the fish, the size selected for fish to tag and the handle of fish during the tagging procedure. The document cautions when evaluating recapture information obtained from

different fleets, as tagging protocol by the different fleets may impact the resulting recapture rates. Information of the size of tag-released and tag-recapture swordfish is also presented.

The second document (SCRS/2002/140) reports on the activities of the Japanese observer program on board tuna longliners fishing in the Atlantic. Two swordfish specimens were tagged with pop-up electronic tags; both tagged swordfish were released off Dakar during the first quarter of 2002. Successful data were obtained from one of the swordfish released. Because of an early pop-up, the information pertains to one month. However, the information downloaded showed the fish had a southward movement from 6°58'N to 1°22'S, and displayed a diel vertical movement stabilizing at about 300-400 m during the day and between 75 m to close to surface at nighttime. The vertical diel movement observed that swordfish moves across steep temperature gradient between night and day, by swimming from waters at 7°-8°C in daytime to waters at 25°-29°C during the night.

Based on the information presented, tagging experiments using pop-up electronic tags should be encouraged to better define swordfish movements in the Atlantic.

#### - CPUE

No new document was presented showing standardized CPUE trends to be used in support or against a particular stock structure hypothesis. It is assumed that quantitative differences in CPUE values obtained on either side of the parallel 5°N for fish greater than 130 cm LJFL continue to reinforce previous observations (SCRS/1999/075, SCRS/1996/138 and SCRS/1997/032).

#### - Genetics

Two documents were presented describing the use of genetic data for Atlantic swordfish stock discrimination (SCRS/2002/122 and SCRS/2002/141). In the first document (SCRS/2002/122) two micro satellite markers (XgA and Xg195) were used to unravel heterogeneity in sample collections of the same locality and analyze temporal sampling within region to better assess the migration behavior of different stocks. Based on a sample size of 453 specimens, the analysis showed that Mediterranean fish are also captured in the northeast Atlantic and that their frequency may change over time. However, the analysis also suggested that samples from the northwest Atlantic constitute a heterogeneous collection of fish that may correspond to at least two different breeding units. One unit is only found in the North Atlantic samples and at a low percentage (7%) to the Gulf of Guinea, while the other unit cannot be differentiated with these two markers from fish of the southern Atlantic. Samples from the South Atlantic and the Mediterranean appear as more homogeneous gene pools.

The second document (SCRS/2002/141) suggested that the boundary between the North and South Atlantic stocks maybe located further north than previously defined. New results based on the analysis using genetic variation at the calmodulin gene locus (*CaM*) suggested that the boundary zone between the two assumed stocks might be located closer to 15°N latitude.

The above data show that in the Atlantic there exists more than one breeding unit. The new data add some new information about the complexity of the stock structure. Nevertheless, analyses of more genetic markers are needed, as well as an increase in the number of samples. The actual results strongly suggest that with more genetic markers, high confidence in assigning single individuals to stocks can be achieved. Work in progress by the EC (Project FAIR CT 98 3941) is targeting 10 micro-satellite markers and using 3200 fish. It is expected that the stock structure will be clearer within one year. Although considerable samples have been collected, the absence of new genetic information between the South Atlantic and the Indian Ocean continues to prevent a better understanding of gene flow between both oceans.

The new information presented on spawning grounds, swordfish movement based on tagging information, and genetic data analysis reveals the complexity of the stock structure in the North and South Atlantic. If the Atlantic offshore spawning grounds are confirmed to be a traditional spawning

site, it may be the area where mixing may occur as movements of tag-recapture swordfish suggest a movement between feeding grounds in the Atlantic and the spawning grounds. Based on these uncertainties, it is recommended as a high priority, that genetic studies and collection of reproductive information be continued and reinforced. The use of pop-up tags on swordfish in the proposed study area will enhance the knowledge of swordfish movement in the Atlantic.

### ***3.2 Catch and catch-at-size data***

The Secretariat presented catch tables (summarized and detailed) from which it was noted that many fleets had not submitted their data in time for the assessment. Details of which data were received were presented in SCRS/2002/135, which also outlined the changes to historical catch data.

In accordance with these tables and the work plan previously submitted by the rapporteur, the Secretariat advised the Group that if countries, entities or fishing entities continue to submit their data so late (or not at all), it will be difficult to carry out reliable assessments in the future due to lack of data, particularly as data from the major fisheries were needed to substitute minor catches. The Group recalled the Recommendation [Ref: 01-16] that the Commission adopted in 2001 regarding timely submission of data, and reminded parties that they were obliged to submit data in accordance with this Recommendation. It was recognized, however, that part of the problem might stem from the number of assessments that were scheduled so close together, causing difficulties for national scientists to meet the deadlines, particularly those for submitting catch-at-size files.

The Group adopted the catch tables with changes made to include revised Japanese data for 2000 and newly submitted Japanese data for 2001. The Group expressed concerns, however, over the high catches of Nigeria (857 t) and Lithuania (794 t) that appeared for 1994, as there were no catch series for these countries. These catches had been taken from FAO data during a joint meeting of the GFCM/ICCAT 1998, and it was agreed that the Secretariat would try to verify the accuracy of these data.

For the purpose of the production model used in the assessment, data for 2001 were carried over from the previous year for those fleets that did not submit data. These carried-over data were combined into one catch of 364 t for the North Atlantic and one catch of 872 t for the South Atlantic, with no flag assigned. These carried-over catches were not entered in the ICCAT catch database.

The United States made available catch and catch-at-size data for two vessels operating in the South Atlantic in joint ventures with Brazil and Namibia. In order to avoid double counting, the catch data were not included, as they had already been reported by Brazil and Namibia.

The substitutions made and re-raising carried out by the Secretariat was presented in SCRS/2002/135. The same criteria as for previous years had been followed, and the Group accepted the substitutions as valid. The catch-at-size was converted into catch-at-age for North Atlantic and South Atlantic using AGEIT programs with unisex growth curve (**Tables 2 and 3**).

New information for making catch-at-size by sex was only received just before the start of the meeting, too late to create catch-at-size by sex.

### ***3.3 Catch rate data***

#### *- General*

Targeting continues to be a major issue in longline fisheries that catch swordfish. Standardization procedures for catch rates followed same protocols as in the last assessment dealing with targeting, thus the concerns about target definitions for catch standardization continue to apply. In addition, some fisheries that take swordfish as by-catch (*e.g.*, Japan and Chinese Taipei) have changed the primary target species, which could affect the by-catch catch rate.

- North Atlantic

The Group noted the difficulties involved in conducting evaluations of impacts of newly implemented management measures as they relate to standardization of catch rate series for the North Atlantic swordfish stock. For example, time-area closures impacting the U.S. longline fishery, mainly in 2001, early closures of the Canadian longline fishery from 1999 to 2001, and the obligatory discarding of swordfish by the Japanese fleet after the block quota overrun, all have potential impacts on catch rates for these fisheries. In addition, recent change from traditional to monofilament (“Florida-style”) gear by a large fraction of the EC-Spanish pelagic longline fleet, proved to have higher catchability rates compared to the traditional configuration (SCRS/2002/099) and complicates analyses of catch rate data. In this case, however, to avoid these complications, only traditional gear information was included in age specific catch rate analyses.

The Group reviewed the analysis (SCRS/2002/116) updating the standardized biomass index used for assessing the status of North Atlantic swordfish (**Table 4**). The authors identified some revisions to the historical U.S. data, resulting from a review and update of the vessel operation style classification used. This revision resulted in a larger number of observations used in the update. The Group examined the sensitivity of the index estimates to recent changes in gear configuration for the Spanish fleet, time-area closure restrictions for both the U.S. and Canadian fleet, and to inclusion or exclusion of the Japanese data due to uncertainty about the effect of recent discarding practices on estimates of catch rates. The Group thanked the national scientists involved in the analysis for the work done during the year to update the index. Concern was expressed about the difference in the method of data aggregation used for the Japanese (monthly summary of catch and effort per 5 degree square) data compared to the U.S., Canadian and Spanish (trip summary of catch and effort) data, since the level of aggregation influences the perceived variability in the data. Thus the Group conducted a sensitivity analysis, which allowed comparison of catch trends when the Japanese data was removed (**Figure 5**). A complimentary sensitivity analysis in which the U.S., Canadian and EC-Spanish data were aggregated at a comparable level to the Japanese data was discussed. Due to practical concerns and limited time at the meeting, the Group agreed to postpone consideration of this issue to a later time. The Group noted that the standardization methodology for this index could take advantage of modeling methods recently applied in other applications. It was recommended that the standardization procedure investigate the utility of including random effects, if appropriate, to obtain more realistic confidence intervals for this index. The Group suggested the possibility of splitting the biomass index into two periods, on the basis of possibly different catchability pre-1970 and post-1975. It was noted that the vessels and captains active in the fleet before and after the U.S. mercury restrictions period, were the same and their fishing techniques were relatively constant. There was not sufficient information to fully support the contention that catchability changed between periods, however it was agreed to run as a sensitivity analysis the production model with the two index periods, from 1963 to 1970 and from 1975 to 2001.

The Group also examined standardized, age-specific catch rate information for the North Atlantic swordfish stock from the Japanese (SCRS/2002/144), U.S. (SCRS/2002/115), EC-Spain (SCRS/2002/099), and Canadian (SCRS/2002/106) longline fisheries. These catch rate series were updated from previously presented analyses to include catch and effort information through 2000-2001. Age- and age-sex-specific catch rates were presented. For combined sex, age-specific indices, EC-Spain and the U.S. time series used the Gompertz growth curve (unisex) traditionally applied. For the age-sex-specific indices, the U.S., Canadian and Japanese time series made use of sex-specific growth equations (Ehrhardt et al. 1996), after estimating catch at age by sex using sex ratio at size keys (SCRS/1999/083). As not all fisheries have age-sex specific indices, it was agreed that VPA analyses would be restricted to age-specific, combined sex evaluations. The Japanese index (SCRS/2002/144) covers ages 3 to 5+, and was constructed by aggregating male and female catch-at-age prior to the standardization procedure. The Canadian age-specific, combined sex index used in the VPA was estimated during the meeting by adding the standardized CPUE of males and females of each age class (Age 2 to 5+) and the variance of this pooled index was estimated as the sum of the



variance estimates of each sex. The U.S. age-combined sex index was estimated during the meeting using the Gompertz growth model for ages 0 to 5+; **Table 5** and **Figure 6** show this standardization procedure results.

The Group recognized that the new data compilation and method used for standardization of the Japanese longline fishery catch rates in SCRS/2002/144 resulted in substantially different catch rate trend and recommended further evaluation of both changes before including it in the stock evaluation. Within these changes the Group pointed out that the new aggregation of the catch and effort data by 10 day-summary for large geographical areas (see SCRS/2002/144, **Figure 1**) and the reliability of estimates of discards due to the limited size sampling available for discards should be verified before using in the stock evaluation. The Group agreed to use the Japanese standardized combined sex, age-specific indices from the 1999 stock assessment in the Virtual Population Analysis of the North Atlantic swordfish stock evaluation.

**Table 6** and **Figure 7** present age-specific standardized catch rates available for the VPA assessment of the North Atlantic stock (note, these index values are scaled to their respective means for years which overlap with other age-specific indices). In the table and figure, the Japanese catch rates shown are those used in the 1999 stock assessment (SCRS/1999/126).

Relative to index standardization methodology, the suggested further research into the procedures applied, including improved modeling of interaction in order to provide more satisfactory and comparable point and variance estimates. Also, the Group suggest that for age specific catch rates, estimation using an Age\*Year fixed factor (since the catch-at-age conversion is a method applied to the overall landings) be further investigated. The Group noted that updated sex-specific growth models were presented at the meeting (SCRS/2002/031), and that for male swordfish, in particular, the estimate of maximum length resulting from this work appears more realistic. Thus, it was suggested that further analyses of age/sex-specific catch rates make use of these updated growth models. Finally, the Group noted the importance of environmental and oceanographic factors and their relation with catch rates for swordfish in particular, and other species. The Group recommends further evaluation of environmental factors as a means to further standardize catch rates.

#### - South Atlantic

*Swordfish targeted fisheries:* Discussion of the standardized CPUE for swordfish targeted fisheries was brief as only a single document, that for the Spanish swordfish targeted longline fishery (SCRS/2002/099) was presented (**Table 7** and **Figure 8**). This analysis included data from only those vessels using traditional gear, thereby avoiding the new technological improvements. The "target variable" was included in the CPUE standardization as in 1999 assessment. However, the problem of the paucity of data for 1989 (few records and nearly all from a single area), identified in 1999, remains. The gear configuration and shallow setting make the Spanish operation quite different from the deep-set longline operation of by-catch fisheries of Japan and Chinese Taipei.

No additional catch rate data for the Brazilian swordfish fishery were presented at this meeting. The data presented to the Group in 1999 (SCRS/1999/019) showed promise, but was too short to be included in that assessment. Although data are available for the developing South African swordfish fishery, the time series is still too short (4 years) to attempt standardization. In addition there are no CPUE data for Uruguay, despite the relatively long series (since 1982) of substantial catches (average of 606 t p.a.).

*Non-swordfish targeted fisheries:* Two documents on standardized by-catch CPUE from the pelagic longline fisheries of Chinese Taipei and Japan were presented (**Table 7, Figure 8**). After brief discussions on the two CPUE series, the major discussion focused on ways to combine them into a single non-target CPUE series. Both analyses used the area stratification adopted at the 1999 assessment.

Chinese Taipei non-target fishery (SCRS/2002/120): The fleet targets mainly albacore, yellowfin and bigeye. Task II and logbook data aggregated by 5x5 grid for 1967-2000 (the 2000 data are preliminary) were used in a delta lognormal model with fixed effects target (gear), area and bi-month, with year\*area and year\*season interactions. Data for vessels fishing close to the Brazilian coast (targeting on swordfish) and those targeting on bluefin were removed. There is low logbook coverage for the periods, 1976-1978 and 1988-1992. For the analysis of swordfish data, the reported swordfish catches from deep set longlines are much larger than shallow set longlines. Deep-set longlining in the South Atlantic started only in 1988, and there is a high proportion of logbooks from deep-set longline vessels during 1988-1992. The limited logbook coverage is still important to this analysis. It is noted that there is a peak in the standardized CPUE in the 1990s when logbook coverage was low, and when there was some swordfish targeted fishing. Due to insufficient information on mean number of hooks per basket, target was defined as the proportion of albacore and bigeye tuna in the catch, expressed as quartiles for each species.

Japanese non-target fishery (SCRS/2002/138): Unaggregated (set-by-set) logbook data for 1967 to 2001 (the 2000 and 2001 data are preliminary) were used in a delta lognormal model with random effects for gear, area and bi-month, with an area\*bi-month interaction. During the late 1970s the Japanese fleet switched from targeting mainly yellowfin and albacore to targeting mainly bigeye and southern bluefin. In addition the main area of operation has shifted eastwards. Some concern was expressed as to whether the model adequately accounts for the changes in main target species, fishing area (and thus oceanographic conditions) and gear that have occurred through the time-series, especially in view of the fact that this is a by-catch fishery.

Combined non-target CPUE series: There was some discussion on whether an attempt should be made to combine the two non-target series. They give conflicting trends over much of the time period, although both series show a decline in catch rates from 1995 onwards. Therefore the two series cannot both be tracking total abundance. However there is little overlap in fishing grounds between the two fleets. In addition, there were some indications from the analyses conducted in 1999 that the Chinese Taipei and Japanese CPUE series could be tracking different age classes. Therefore it is possible that the series are tracking different components of the population, and the Group decided that the two series should be combined.

Three methods of combining the two non-target CPUE series were tried: unweighted, inverse variance weighted and catch weighted means (**Table 8** and **Figure 9**). Variance estimates from random and fixed effects models are not strictly comparable, therefore the inverse variance weight mean was rejected. A simple unweighted mean as used in the 1999 stock assessment, was adopted (**Figure 9**).

*Selection of indices for the model runs:* The Group decided to use the swordfish targeted and the combined non-target CPUE series in the South Atlantic Base Case model (**Figure 9**). Sensitivity runs to using the targeted CPUE series with only the Japanese or Chinese-Taipei non-target CPUE series were suggested.

### **3.4 Population parameters**

A paper on North Atlantic swordfish growth by sex was presented (SCRS/2002/031), it offered updated growth parameters estimates for combined length-at-age data from aged spines in document SCRS/1995/099 with length-at-age data from 1990 and from 1996 to 1999 obtained from new aged spines. Growth parameters by sex were estimated by using three models (standard von Bertalanffy, and two versions of the generalized model). All models fitted the data appropriately. Model selection based on the Akaike information criterion, Bayesian information criterion and likelihood ratio tests favored the Chapman generalized model as the most appropriate model to express growth in female and male swordfish. The increase in sample size improved the estimate of asymptotic length in males. It is recommended the use of the Chapman model with new parameter estimates in future catch-at-age fits.

North Atlantic swordfish spawning grounds were updated as new areas were identified based on gonad index (GI), CPUEs by sex and sex ratio pattern in females (SCRS/2002/078). The new areas identified are between 10°-15°N and 30°-40°W. It was observed that spawning was more intense in the eastern side of the area sampled, as high GI mean values were consistently above the defined GI value used as a measure of spawning. In addition, sex ratio pattern indicated a low proportion of females at mid size (170-215 LJFL cm), a pattern that has been attributed to exist in areas where swordfish spawn in the North Atlantic. Whether the new areas can be considered part of the traditional spawning ground for swordfish in the North Atlantic will depend on continued sampling in the newly defined area. It is recommended to continue sampling for better definition of swordfish spawning grounds, to make use of validated GI to define a spawning value based on Atlantic swordfish reproduction information, and to implement continued monitoring of traditional spawning grounds to better define expansion or reduction of known spawning grounds.

Two papers were presented on swordfish sex ratio at size in different oceans, one in the Mediterranean waters of Morocco (SCRS/2002/139) and the other in areas of the eastern Pacific Ocean (SCRS/2002/079).

Sex ratio at size off the Mediterranean waters of Morocco (SCRS/2002/139) indicated that small-sized male specimens (<140 cm LJFL) dominate in the catch, while females become more common and tend to dominate at sizes above 170 cm LJFL. The paper also provided size data.

Document SCRS/2002/079 presents variation in sex ratio patterns between two areas of the eastern Pacific that can be useful to compare sex ratio patterns between oceans. Results indicate that different sex ratio patterns are observed between the northeastern and southeastern Pacific Ocean with similar patterns to the ones observed between some Atlantic areas. The sex ratio patterns observed also show temporal variations between areas, but none of the patterns show the typical pattern for spawning grounds observed in the Atlantic Ocean. The document also compares different gonadal index definitions by several authors using a set of around 3000 eastern Pacific swordfish samples. The spawning thresholds defined by the different authors do not coincide very well. The document cautions on the results, as the sample size used by different authors is not sufficiently adequate or representative for a solid conclusion on sex ratio patterns observed in eastern Pacific swordfish.

### **3.5 Stock production models**

#### **3.5.1 Methods**

In applying production models to North Atlantic swordfish, the Group used the same dynamic (non-equilibrium) model (ASPIC) adopted previously by the SCRS for several species including swordfish. The data used in ASPIC production modeling and in the sensitivity analyses were the total North Atlantic reported catch from 1950 to 2001 including estimated dead discards (**Table 1**) and the CPUE biomass index presented in SCRS/2002/116 (see Section 3.3, **Table 4** and **Figure 5**). The model was formulated as in the 1994, 1996 and 1999 assessments, with the 1950 (starting) biomass constrained to equal  $1.75 * B_{MSY}$  (equivalent to  $0.875 * K$ ). At previous assessments, numerous sensitivity analyses were conducted to evaluate sensitivity to this and other factors. Those trials indicated that the results of the assessment were largely unaffected by this assumption.

In addition to using ASPIC to conduct an analysis for the North Atlantic swordfish stock component, similar analyses were also conducted for the South Atlantic. Unlike the 1999 Base Case analysis, the 2002 analysis included the 1989 Spanish CPUE data. The Group decided to structure the model to consist of two fisheries, as was done in the last stock assessment, one representing fleets with a presumed selectivity pattern similar to the Spanish fleet's directed swordfish effort, and one representing fleets with a different selectivity pattern, similar to the Japanese and portions of the Chinese Taipei fleet in some years. The Group partitioned the South Atlantic reported catch based on general knowledge of the fisheries and fishing areas in the South Atlantic. In this way, two fisheries

were modeled. The catches (1957-2001) and the biomass indices applied in this model formulation are shown in **Table 9**. The Group categorized the catch of Spain, Brazil, Portugal, and Uruguay as the catch of target fishery, and the catches of the other countries in the South Atlantic as the catch of non-target fishery for the ASPIC analysis. As the Base Case ASPIC run the Group decided the use of Spanish index represents as target fisheries and the combined index of Chinese Taipei and Japan. The Group decided to make several ASPIC runs as a sensitivity analysis, using single index of Spain or of country-combined instead to two indices, and altering the index of the non-target fishery to of Chinese Taipei or of Japan instead of the country combined index because there are uncertainties in the index from non-target fisheries as shown in Section 3.3. The model was formulated to assume the starting biomass was equal to carrying capacity at the beginning of 1957 ( $K=2*B_{MSY}$  in this formulation). All ASPIC runs were carried out with the constraint as biomass ratio in 1957 (B1 ratio) equal to carrying capacity ( $K$ ) and constraint intrinsic rate of increase ( $r$ ) ranging from 0.05 to 5.0, through ASPIC version 3.82 (cataloged by ICCAT secretariat) except for sensitivity 5.

As for further sensitivity analyses, the Group also applied the Bayesian statistical approach for stock assessment with a surplus production function described in SCRS/1999/085. These models were discrete time step models with harvesting occurring at the beginning of each year. The models were fitted to the average of the beginning and end of season stock biomass to make the results more comparable with the ASPIC model runs that apply a continuous fishing mortality rate throughout the year. The prior distribution for parameter  $r$  from SCRS/1999/085 was applied as the baseline prior for the North stock with a median value for  $r$  of 0.42. For the South stock the median for  $r$  was 0.405. The prior CVs for  $r$  was 0.49 for the North stock and 0.44 for the South stock. The baseline prior for the starting biomass in the North and South stock runs had the same mean values as was assumed in the baseline ASPIC runs and a CV of 0.25. The same baseline catch and catch rate data for the North and South stocks as were applied in the ASPIC runs were applied in the Bayesian estimations.

The Group noted that lumped biomass production models assume that all of the CPUE indices represent the combined abundance all age classes and cannot capture potentially important age-structured effects. It was suggested that differences in selectivity between the target and by-catch fisheries might account for the different trends observed in the corresponding CPUE series (*i.e.*, the various CPUE series may be tracking the abundance trends of different age groups, which are not necessarily identical). Therefore, an age-structured production model was used as a sensitivity analysis to account for these differences in selectivity. It should be emphasized that both the age-structured and lumped production models assume that the input CPUE series are proportional to abundance with some degree of random variation and both can give misleading results when this assumption is violated. The difference is the age-structured approach can model cases where different CPUE indices represent age-classes with different abundance trends.

The simple age-structured production model tried by the Group (1999 Detailed Report) required the selectivity vectors for each fishery to be specified as known inputs. As detailed selectivity studies were not available, the Group elected to use the *ad hoc* estimates from the 1999 assessment (see table 10 in the 1999 Detailed Report). Because the ASPM's catchability estimates are linked to the input selectivities, the index from Chinese Taipei (SCRS/2002/120) was entered as two separate series for the periods 1968 to 1988 and the years 1989 to 2000. The Japanese (1975 to 2001, SCRS/2002/138) and Spanish (1990 to 2000, SCRS/2002/99) indices retained the same selectivities for all years. The catch series, starting in 1957, included these fisheries, plus an "Other" fishery comprising the remainder of the total landings. The indices of abundance were assumed to be lognormal distributed with identical CV's (equal weighting). Recruitment was assumed to follow a deterministic Ricker stock-recruit relationship.

### 3.5.2 Results

#### - North Atlantic

Results from the North Atlantic Base Case, which the Group considered to be the best estimate are shown in **Table 10** and **Figure 10**. As a sensitivity, the Group examined the results of the production model fit to the catch and CPUE time series split into an early segment 1963-1970 and 1974 through 2001 to evaluate the potential change in the assessment resulting from possible changes in catchability between the two time periods (**Figure 11**). The retrospective effect of including updated and revised data into the analysis is shown in **Figure 12**. The addition of the recent catch and CPUE data from 1999-2001 modifies slightly the current perspective of stock status at the beginning of 1996. This comparison cannot be taken to mean that future evaluations using revised and updated data will provide a more or less optimistic appraisal of stock status in 1996 or 1998, since that will depend on the performance of the fishery and the management measures in place.

In Bayesian stock assessment the results are typically summarized as probability distributions for quantities of interest such as MSY. For brevity, the posterior mean values and the posterior CVs of several quantities were computed for the North and South stock and are shown in **Table 11**. Some posterior distributions, the estimated biomass trajectory and the residuals are shown in **Figure 13**. Under the baseline prior probability distributions the posterior estimate for  $r$  was 0.41 (CV=31%) slightly less than the prior. When an uninformative prior for  $r$  was tried, the posterior estimate was 0.49 (CV=38%) slightly larger than the informative prior with a slightly longer tail. This suggests that the production model fit to catch rate data provide a fairly consistent estimate of  $r$ . The baseline estimate of MSY was 14000 (CV=6%) and this did not differ much from the case with flat priors. The Base Case estimate of  $B_{2002}/B_{MSY}$  was 0.97 (CV=18%). The estimates of  $B_{MSY}$ ,  $r$  and other parameters were consistent with the result of the Bayesian model at the 1999 assessment, and with the results of the 2002 Base Case ASPIC run (**Figure 14**).

#### - South Atlantic

The results of the Base Case and sensitivity ASPIC runs are shown in **Table 12**. Estimates were not obtained from the Base Case and the sensitivity 3 since a negative correlation was detected between two indices. The results with good convergence were not obtained in the sensitivities 2 and 5, where the  $r$  estimates ( $r=0.05$ ) was on the constraint border of  $r$ , indicating that much lower  $r$  should be estimated if the constraint was removed, and that the result of those sensitivities were unrealistic. Note that in the North Atlantic the  $r$  estimates are an order of magnitude greater. The major reason of those poor results may be come from the negatively correlated relationship between Chinese Taipei's index and the indices for the others (Spain, Japan and combined index of Chinese Taipei and Japan) (**Figure 15**). The results in the sensitivities 1 and 4 were considerably optimistic and pessimistic, respectively, compared with the result of the 1999 assessment.

The trajectories of the estimated biomass and observed biomass indices for target and non-target fisheries are shown in **Figure 16**. All estimated biomass indices smoothed out through the all time series except for Japanese index in the sensitivity 4. Whereas the estimated index partly followed the observed index during the 1990s for Japanese index in the sensitivity 4. Estimated biomass indices continuously decreased throughout the 1990s in the all of sensitivity runs except for the sensitivity 1, whereas that increased in the late 1990s in the sensitivity 1. Those differences in estimated indices among sensitivity runs reflect to the variety of estimates such as  $r$  and  $K$ . However, it might be impossible for the simple production model to follow the more or less increasing trend of biomass index of non-target fisheries throughout the all time series, because this more or less increasing trend of the biomass index occurred when the catch also gradually increased in this period. Those difficulties in fitting also suggest the uncertainty in the biomass indices obtained from non-target fisheries. The trajectories of B-ratio (ratio of biomass to the biomass at MSY) and F-ratio (ratio of fishing mortality to the fishing mortality at MSY) for each sensitivity run are shown in **Figure 17**. The B-ratio0 has continued to decrease gradually until the late- 1980s, but the decline trend increased in

the 1990s for all sensitivity runs except for sensitivity 1, for which B-ratio increased in the late 1990s. The F-ratio rapidly increased after around 1980 and then stopped increasing in the late 1990s in all sensitivity runs except for sensitivity 1, which coincides with the trend in the Spanish biomass index. Therefore, there is uncertainty in the biomass trend in the late 1990s. Comparisons between the target and by-catch CPUE series were sensitive to the 1989 data point for the target CPUE series. Inclusion of this data point resulted in the negative correlations referred to above. Exclusion of the 1989 point did allow the model to run.

The Group considered that those differences in estimations among the sensitivities are mainly come from the differences in index trend of the non-target fisheries, and that there are still big uncertainties in the results of ASPIC analysis for the South Atlantic swordfish stock.

The Bayesian surplus production model was also applied to the South stock, for the swordfish targeted index, the by-catch index, and the two indices together. For each set of indices, the model was run both with an informative prior for  $r$  and an uninformative prior for  $r$ . **Table 11b** shows the means and CVs of model parameters. With an uninformative prior for  $r$ , the Bayesian model was unable to converge if the by-catch index was included. With the targeted index only, the model converged, but estimated a very high CV for  $r$  ( $CV > 1.0$ ). This implies that the data are not informative about the productivity of the stock. When the informative prior for  $r$  was used, then the model returned a distribution of  $r$  very similar to the prior (**Figure 18**). With the informative prior, the models estimated that  $MSY$  was between 22000 and 27000 t, and that the stock was above  $B_{MSY}$ .

The results of ASPM analysis are summarized in **Figure 19**. The model provides a good fit to the Japanese CPUE index, but poor fits to the Chinese Taipei and Spanish indices (**Figure 19**), suggesting that the different CPUE trends cannot simply be attributed to differences in selectivity. The model merely reconciles the flat trend indicated by the Spanish index with the steep decline of Chinese Taipei indices by choosing a trend that is between the two. Inasmuch as the trend of the Japanese index is also between the Spanish and Chinese Taipei indices, the model is able to fit it reasonably well. Nevertheless, it is possible that the selectivities are not well estimated and that the CPUE indices would be better fit if the true selectivities were known.

The estimated mature biomass declines rapidly after 1980, dropping to less than half of  $B_{MSY}$  by the year 2000 (**Figure 19**). Likewise, the estimated fishing mortality rate increases to more than twice  $F_{MSY}$  (**Figure 19**). The estimate of  $MSY$  is 12,140 t.

The ASPM model runs were considered preliminary owing to the uncertain character of the catch and CPUE data discussed earlier, ad hoc method of estimating selectivity, and lack of information concerning the nature of the spawner-recruit relationship and other biological parameters. Thus, it was considered a sensitivity analysis and the Group decided projections were unnecessary. However, the Group continues to feel that age structured models should be developed for the South, in order to account for different selectivity patterns by different fisheries.

### **3.6 Other assessment model results**

#### *- Virtual population analyses*

*Methods:* Virtual population analyses were conducted under the North Atlantic stock hypothesis using program VPA-2BOX (see ICCAT catalog). Catch-at-age data were derived for 1978-2000 from catch-at-size using the unisex Gompertz growth equation (see **Table 2**). Only 5 age groups (age 1 to 5+) were used owing to our inability to reliably age older male fish. The VPA was calibrated using 17 age-specific, unisex catch rate indices (**Table 6, Figure 7**) developed for Canada (ages 2-5+), Japan (ages 3-5+), Spain (ages 1-5+) and United States (ages 1-5+). The indices were assumed to be lognormally distributed with identical coefficients of variation (equally weighted). The natural mortality rate was fixed at  $0.2 \text{ yr}^{-1}$ . The fishing mortality rates in the last year were estimated for every age except the last (which is modeled by the F-ratio). The F-ratio (ratio of the fishing mortality rate on the oldest age to that of the next younger age) was estimated for two blocks of years (1978-1982 and

1983-1987) and fixed to 1.0 for the remaining years as was done in the previous assessment to account for changes in the transition of the fishery from coastal to oceanic waters. A sensitivity run was conducted where the F-ratio for the last time period was estimated rather than fixed, but the resulting estimate was not statistically different from 1.

In order to evaluate the variability of the fit to the indices to the catch at age through the VPA model, a bootstrapping analysis was performed in which the deviations of the log-transformed index data points and their predictions were randomly selected to generate 500 sets of new index points. The VPA was then applied to each of the 500 new data sets and the median values with their 80% confidence intervals computed.

*Results.* The Base Case estimates of abundance, fishing mortality and biomass are given by age in **Tables 13-15**, respectively. The estimates of recruitment (age 1) generally fluctuate between 400,000 and 700,000 fish until after 1997, when they increase to between 800,000 and 1,000,000 (**Figure 20**). The post-1997 estimates of recent recruitment, however, are highly uncertain. The estimates of the abundance of age 2 follow a pattern similar to that exhibited by age 1 with a 1-year lag (**Figure 21**). The estimates of spawning biomass (age 5+) indicate a strong decreasing trend with a recent upswing in 1999 and 2000. Although somewhat variable, the estimated fishing mortality rates for all ages show an increasing trend until 1996, after which they decrease sharply (**Figure 21**).

The VPA fits to the indices of abundance are given in **Figure 22**. In general, the VPA results appear to be adequately averaging the variations in the indices (given the relatively low contrast in each of the CPUE time series). The median estimates of the bootstrap analysis were very similar to the original maximum likelihood predictions, therefore it does not appear that the model output is seriously biased with respect to the data. It is important to note however that the bootstrap analyses only account for the imprecision of the indices of abundance and do not account for uncertainties in the natural mortality rate, non-reporting of catches and other potential biases.

### ***3.7 Yield-and spawner-per-recruit***

Yield per recruit and spawning biomass per recruit calculations were made using PRO-2BOX (see ICCAT catalog). The per-recruit and projection analyses used the same inputs so that the management advice from each would be consistent. Selectivity vectors were derived from the Base Case VPA using the geometric mean of the fishing mortality rates from the most recent three years. The geometric mean fishing mortality rates were then normalized by dividing by the highest value across all ages. Weight at age was derived from the catch at age for ages 1-4 and from the growth curve and average age of the plus group for age 5+ (as described in the documentation for PRO-2BOX).

The fishing mortality rate at which yield per recruit was maximized ( $F_{max}$ ) was 0.29 and  $F_{0.1}$  was 0.15 (**Table 16**). A fishing mortality rate of 0.15 is estimated to result in an SPR of 30% (**Table 16**).

### ***3.8 Projections and recovery scenarios***

#### ***3.8.1 North Atlantic***

The stock assessment model runs for the North Atlantic swordfish population indicate that the estimated current biomass is below the MSY level. However, since the 1999 assessment, the current estimated fishing mortality rate (F) has dropped below  $F_{MSY}$ . To evaluate the sensitivity of projection results to stock assessment model formulation and assumptions projections were done using a few different stock assessment models. These included the Base Case ASPIC model (version 3.82), the Bayesian surplus production model that was run in the 1999 assessment, and the unisex ADAPT VPA model also run in the 1999 assessment. In all of these models, the population was projected seven years into the future (to 2009), assuming the harvest policies defined below. 2009 is the 10<sup>th</sup> year of the 10-year rebuilding period for North Atlantic swordfish that was outlined by the Commission in 1999.

For all projections, catch in 2002 was assumed to be equal to the maximum allowed catch of 10400 t that was set for 2002. Constant catch harvest policies with catches (including discards) of 9000 t, 10,000 t, 11,000 t, 12,000 t, 13,000 t, 14,000 t and 15,000 t were carried out. Values over these amounts were not considered because the MSY for the North Atlantic stock was estimated to be approximately 14,300 t under the Base Case surplus production model run.

- *Production models (ASPIC 3.82)*

Bootstrapped population projections were run using the Base Case ASPIC model (see section 3.e). The median abundance trajectories are shown in **Figure 23**. Total removals of 14,000 t or lower cause the median abundance trajectory to increase. Constant catch policies larger than 14,000 t caused the median trajectory to decrease and the value for  $F$  in each future year to be larger than the  $F_{MSY}$  level. 80% probability intervals are also shown for each abundance trajectory in **Figure 23** and as expected, these progressively widen in each future year, indicating progressively less certainty in the projected population trajectories with each future year. The median value showed increases for constant catch policies of 14,000 t and less. However, the lower bound (10<sup>th</sup> percentile) for the abundance trajectory decreased for constant catch policies of greater than between 11,000 and 12,000 t. Thus, for constant catch policies larger than 11,000 t, there was larger than a 10% chance that the catch policy would cause a decrease in abundance. These results are summarized in **Figure 24**, which shows a probability contour plot of the probabilities of reaching particular values for  $B/B_{MSY}$  from the various constant catch options.

The 10<sup>th</sup>, 25<sup>th</sup>, 50<sup>th</sup>, 75<sup>th</sup>, and 90<sup>th</sup> percentiles for  $B/B_{MSY}$  in each year from 2002 to 2010 are shown in **Table 17**. This table indicates, as mentioned above, that constant catch policies of 12,000 t and larger have more than a 10% chance of causing decreases in abundance.

The Commission has asked to see rebuilding scenarios that would achieve at least a 50% chance of recovery to MSY levels by 2009. According to the baseline ASPIC model, a 14,000 t constant catch policy implemented starting in 2003 would have a 50% chance of achieving a biomass level of at least 106% of  $B_{MSY}$  by 2009 (**Table 17**). A constant catch policy of 13,000 t would have a 50% chance of obtaining a biomass level of at least 107% of  $B_{MSY}$  by 2005. A constant catch policy of 12,000 t would have a 50% chance of achieving a biomass level of at least 107% of  $B_{MSY}$  by 2004.

- *Bayesian surplus production model*

A Bayesian decision analysis (SCRS/1999/085) was performed with the Bayesian surplus production that was applied in the 1999 stock assessment. This was performed using the same informative prior for the intrinsic rate of increase ( $r$ ) and priors for the other model parameters as in the 1999 assessment. Projections were carried out with the same harvest policies as those applied in the ASPIC runs for a time horizon ending in 2009. **Figure 25** shows the median biomass trajectories with 80% probability intervals for each constant catch policy and **Table 18** shows some of the summary statistics from these projections. These runs were slightly less optimistic than the Base Case ASPIC run. Constant catch policies of 13,000 t and less resulted in increasing median trajectories. A constant catch of 13,000 t achieved with 50% probability a biomass of just over  $B_{MSY}$  by 2009, *i.e.*, there is a 53% chance that  $B_{2009}$  would be larger than  $B_{MSY}$ . However, the posterior mean value for  $B_{2009}/B_{MSY}$  was less than 1, *i.e.*, 0.98, indicating a negative skew in the distribution of future biomass values. Additionally, there was only a 67% probability that  $B_{2009}$  would be larger than  $B_{2002}$  and only an 8% chance that  $F_{2009}$  would be less than  $F_{2002}$ . In contrast, with a 12,000 t constant catch, the posterior mean biomass was larger than  $B_{MSY}$ , *i.e.*, at 1.08 of  $B_{MSY}$ , there was an 87% chance that  $B_{2009}$  would be larger than  $B_{2002}$  and a 53% chance that  $F_{2009}$  would be less than  $F_{2002}$ .

The Bayesian runs were slightly less optimistic than the Base Case ASPIC runs because of the informative prior pdf for  $r$  that was used in the Bayesian assessment. This had a median value of 0.41. The resulting posterior mean for  $r$  was 0.41, somewhat less than the estimate obtained in the ASPIC



assessment of about 0.54. The lower value for  $r$  in the Bayesian runs resulted in a slightly lower rate of increase in abundance for each constant catch policy evaluated than for the ASPIC projections.

To evaluate the influence of the informative prior for  $r$  on the projections, a second Bayesian decision analysis was carried out using a non-informative prior for  $r$ . Using the non-informative prior for  $r$ , the posterior mean value for  $r$  was 0.49 which is much closer to that obtained from the Base Case ASPIC run and so more similar projection results are expected. Medians and 80% probability intervals for the trajectories are shown in **Figure 26**. Summary statistics for the catch projections are shown in **Table 19**. The projection results obtained were practically identical to those obtained in the Base Case ASPIC run. This time, as with the Base Case ASPIC runs, constant catch policies of 14,000 t and less could result in biomass exceeding  $B_{MSY}$  by 2009 with at least a 50% probability.

#### - VPA

Bootstrap projections were conducted using the Base Case unisex VPA results. Future selectivity was computed from the geometric mean of the fishing mortality rate estimates for 1998-2000. The weights for each age other than the plus group were assumed to be equal to the average weights from the catch observed in 2000 (consistent with the yield per recruit analyses). The average weight of the plus group was computed from the average age of the plus group using the unisex growth curve. The average age of the plus group in 2000 was inferred from the observed weight at age by inverting the growth curve (see documentation for PRO-2BOX). The observed 2001 catch (9797 t) and 2002 TAC (10,400 t) were used for the first two years of the projections. After that, future catches were set to one of the constant catch scenarios defined above for the production models. Future recruitments (age 1) were randomly drawn from the estimated values for 1978-1999 ('average' recruitment scenario) or from the estimated values for 1997-1999 ('recent' recruitment scenario). Because 2000 recruitment was not well estimated by the VPA models, the recruitment in 2000 was replaced by a random draw as well.

All projections ('average' and 'recent' recruitments) indicate a short term increase in the median trajectory of spawning stock biomass from about half of  $SSB_{30\%}$  in 2001 to above  $SSB_{30\%}$  by 2003 (**Figures 27, 28**), even those with a TAC of 15,000 t (largely owing to the recent estimates of high recruitment). The median trajectories continued to increase through 2009 in all cases except the 15,000 t projection with average recruitment, in which case the trajectory begins a slow decline after 2005.

The Group noted that the VPA predicted biomass trends, particularly under the average recruitment scenario, were fairly consistent with the surplus production model projections. This provides some confirmation that the surplus production models are adequately modeling the population dynamics of North Atlantic swordfish despite the changes in recruitment throughout the time series. However, the apparent trend in the recruitment time series still raises some concerns in interpreting the projections. If future recruitments remain at the high level seen since the late 1990s, then the biomass that would sustain maximum sustainable yield would be higher than the current production model estimates, possibly implying that the production model projections would be too optimistic about the probability of reaching the  $B_{MSY}$  target. Conversely, if recruitments dropped back down to the levels seen in the 1980s and early 1990s, the VPA projections might be overestimating the rate at which the population will increase, even under the average recruitment scenario. The Group also noted that there could exist effects on CPUE time series from changes in regulations (*e.g.*, regarding the capture of small fish) and as these effects are currently uncertain they are not currently taken into account in the stock assessment.

### 3.8.2 South Atlantic

Due to the inconsistencies in trends in the commercial CPUE time series for the target and non-target fishing fleets in the southern Atlantic, the Group had little confidence in the abundance trend inputs to the South Atlantic swordfish assessment and it was decided that no multi-year projections would be carried out for the South Atlantic swordfish stock.

### 3.8.3 Summary of projection run results

Projections carried out in this assessment indicate that for the North Atlantic stock, constant catches of up to 14,000 t would meet the recovery plan and these are much higher than those concluded to achieve a recovery in the 1999 assessment. This and the recent apparently rapid recovery in abundance of the northern stock has resulted from markedly increased recruitment in the last few years in addition to lowered catches and possibly from regulations implemented to protect younger fish. The most recent estimated recruitments are high but also the least certain. It will only be possible to confidently ascertain whether catches higher than the most recent ones are sustainable after additional information about the most recent and future recruitments are acquired in the next few years. In summary, there appears to be room for increasing the catch of North Atlantic swordfish but by how much depends on how much the Commission would like to be assured of a recovery (see **Figures 23, 24**).

## 4 Environmental factors

Previous papers presented to the SCRS indicated that the low winter NAO values (around zero or negative) were observed to coincide with relatively high recruitment levels of swordfish, defined from standardized catch rates of age 1 (CPUE1) during a limited time period with the fishery data available. The broad annual fluctuations of the winter NAO index may be included within the mid- to long-term cyclical fluctuations (multi-decadal). Some hypotheses were presented in previous papers to the SCRS in an attempt to explain this possible relationship between the winter North Atlantic Oscillation (winter NAO) and the recruitment levels (R) as well as the potential impact of such a relationship on the biomass trends of the stock over multi-decadal cycles (SCRS/98/111, SCRS/99/057, SCRS/2000/099, SCRS/2001/038).

After a recent period of generally very positive NAO values, the 1996 and 1997 NAO index might indicate a possible change in the NAO cycle (Halpert and Bell, 1997; cited in SCRS/2002/105) although positive values are also expected within this new cycle. One of the most dramatic consequences of the very low 1996 NAO value was the large-scale reorganization of the ocean circulation patterns in the northwestern Atlantic as compared to subsequent years (Anonymous, 2001).

The latitudinal position in the path of the Gulf Stream, at least during the last three or four decades, correlated with the winter North Atlantic Oscillation index (winter NAO) (Hurrell, 1995), so that the NAO would explain roughly 60% of the variance observed in the position of this current during said period (**Figure 29**). The high values presented by the NAO winter index would support the definition of the current farther to the North approximately one or two years later (Taylor and Stephens, 1998; Joyce et al., 2000; Frankignoul et al., 2001). Over the course of recent decades considerable changes in the Gulf Stream current have been observed, particularly as of the early 1970s, becoming more pronounced starting in the late 1980s due to such high, in fact unprecedented, NAO values, as compared to previous periods. As a result, in some recent years, the Gulf Stream current has shifted considerably farther North, so much so that this is the first time that shifts of this magnitude have been recorded in the last 45 years (Frankignoul et al., 2001).

This latitudinal shift of GSNW index has been associated with temperature changes and the abundance of zooplankton in several regions including areas located at a considerable distance from the northeast Atlantic (Taylor, 1995; Taylor and Stephens, 1980). Several authors (Willis et al., 1995; Taylor, 1996) have suggested that this might be linked to local climatic effects. Additionally, the fluctuations of the GSNW index correlate to some extent with the values found two years earlier of one measure of ENSO variations in the Pacific Ocean (Taylor et al., 1998).

Document SCRS/2002/105 provides supplementary information to previous papers, discussing the recruitment levels of the North Atlantic swordfish between 1982 and 2000 as well as establishing a possible link to atmospheric (winter NAO) and oceanographic (GSNW index) indicators, among

others (**Figure 30**). Standardized CPUE data from age 1 (CPUE1) were compared with the updated winter North Atlantic Oscillation index (winter NAO) (Hurrell, 1995) and with the updated Gulf Stream NW index (GSNW) (**Figures 31, 32**). Over the course of the recent decades, considerable changes have been observed in the warm Gulf Stream current, particularly as of the early 1970s, which have become more pronounced starting in the late 1980s due to the extremely high, in fact unprecedented, NAO values, as compared to previous periods. As a result, in some of the recent years, the Gulf Stream current has exhibited unprecedented shifts to the North and changes in terms of dynamics recorded for the first time in recent decades. Also observed were other oceanographic factors related to the important dynamics of the group of currents in the NW Atlantic. During these periods that presented, on the whole, very positive NAO and GSNW indices, swordfish recruitment levels have generally remained low, except for the few years presenting only some negative and positive NAO values within the overall highly positive cycle. The possible change in the NAO cycle that took place as of 1996, along with the associated oceanographic changes in the northwestern Atlantic, may have led to a new scenario in the recruitment pattern observed of this stock that reached high levels after 1995. In this document is also postulated the importance of some oceanographic indicators in the northwestern Atlantic linked to NAO fluctuations, which could be the object of specific study in order to explain the cycles observed in the recruitment of this species or others. This document also recommends that future environmental studies focus preferably on oceanographic factors in the northwestern Atlantic linked to the NAO.

In addition to the relationship described between the two indices, NAO and GSNW, also indicated is the relationship between the cycles of the NAO and the Eastward Baroclinic Transport (Mtons/seg) of the Gulf Stream/North Atlantic Current (EBTGSNAC) as well as the variation in the temperature of the Deeply Convected Water in the Labrador Sea (DCWLS), among other well-known oceanographic processes (McCarney *et al.*, 1997, quoted by SCRS/2002/105). Positive (negative) cycles of the NAO are related to a greater (smaller) EBTGSNAC as well as to lower (higher) values in the temperature of the DCWLS (**Figure 33**). Although unfortunately these series of indicators could not be updated for this meeting, available data from previous years would suggest that there are clear oceanographic cycles in zones of the northwestern Atlantic that might have a critical effect on the recruitment regimes of this species or other similar species. A positive NAO cycle would cause larger amounts of water masses to be transported towards the northeast and eggs and larvae would have more of a tendency to drift towards higher latitudes with a colder DCWLS. In short, a negative NAO would probably be conducive to the retention of eggs and larvae in zones presenting physical conditions that are more appropriate for development and survival during the early, critical life stages of the larvae and pre-recruits. Therefore, the hypotheses regarding “retention areas” and “appropriate habitat” (Ilex & Sinclair 1982; Sharp, 1980, quoted by Larrañeta, 1996) would be applicable and plausible under these circumstances.

Based on all of the above, it would appear that studies on oceanographic variables in the northwestern Atlantic should be given priority. The above-mentioned variables, among others, might qualify to be updated and studied in greater depth, as potentially conditioning factors in the regimes observed in the recruitment of swordfish.

These oceanographic factors might also prove to be important in other species such as the albacore which has reproduction areas described as being geographically close in proximity and whose recruitment has recently been associated with values of the winter NAO and GSNW (SCRS/97/40; SCRS/2002/033). Insight into these cycles in the oceanographic dynamics of the northwestern Atlantic might also be useful in explaining the phenomena observed to affect other species of tunas that carry out reproduction and migration in these regions of the northwestern Atlantic.

Document SCRS/2002/140 provides environmental information obtained from one of the two pop-up electronic tags attached to swordfish (tag type Microwave Telemetry with stainless steel dart). The positions of release and pop-up were both in tropical warm waters. This fish dived to 300-400 m around sunrise, stayed deep during daylight and at night rose to 50 m. Water temperature for the layer

where the fish was swimming was 7°-8°C during the daytime and 25°-29°C during night (**Figure 34**). This behavior is different from that observed from another pop-up experiment in colder Pacific waters.

Document SCRS/2002/098 provide maps of mean expected temperatures (°C) in months of February and August at depths of 0 m (SST), 100 m, 200 m and 300 m, showing the different thermal structure between layers in North and South areas, showing important differences between western and eastern areas. This information could be a key element to understanding the behavior of the swordfish, taking into consideration the information provided in SCRS/2002/140. The differences in the thermal structure of the surface layers between the regions (for instance SW and SE) would suggest that the SSTs may not be the best environmental indicator for explaining differences in the geographic distribution of this species or to define their preferred habitats. These overall thermal conditioning factors of the surface layers must be given special attention when obtaining and interpreting time series of the catch rates based on data from commercial fleets that have operated in different regions during different time periods or/and have changed their traditional fishing gear to target a different species and/or have modified their criteria to select the depth of the fishing gear, etc.

## 5 Effects of current regulations

This report only takes into account catch data transmitted to the SCRS by the different countries and which were available during the meeting. Total catch was probably under-reported for 2001 because of the lack of information from some countries. However, this year the Group has made an overall estimate of 2001 unreported catches by the carryover of data from previous year (**Table 1**, see footnote).

Canada, Chinese Taipei, Japan, South Africa, Spain, and the United States provide catch-at-size data based on national sampling. Other nations are either partially (*e.g.*, Brazil, Portugal) or completely substituted from these data. The SCRS considers that it is not appropriate to apply these scientific estimates for purposes of evaluating compliance, and therefore only summary data are provided.

### - *Catch limits*

The total allowable catch in the North Atlantic in 2001 was 10,500 t (10,200 t retained and 300 t discarded). The reported landings were 8,605 t and the estimated discards were 828 t. Total catch was probably under-reported for 2001.

The total allowable catch in the South Atlantic in 2001 was 14,620 t. The reported landings for 2001 were 13,379 t and reported discards were less than 1 t. Total catch was probably under-reported for 2001.

### - *Minimum size limits*

There are two minimum size options that are applied to the entire Atlantic: 125 cm LJFL with a 15% tolerance, or 119 cm LJFL with zero tolerance and evaluation of the discards. **Table 20** and **Figure 35** show these data for the North and South Atlantic up to 2000. In the absence of size data, these calculations could not be updated or examined for 2001.

In 2000, the percentage of swordfish reported landed (throughout the Atlantic) less than 125 cm LJFL was about 21% (in number) overall for all nations fishing in the Atlantic. If this calculation is made using reported landings plus estimated discards, then the percentage less than 125 cm LJFL would be about 25%. The Group noted that this proportion of small fish did not increase very much even though recruitment in the North has been at a high level in recent years.

## **- Other implications**

The Group expressed concern about the uncertainties of the stock structure of Atlantic swordfish and the possibility that these assumed stocks do not exactly reflect the geographical distribution of the respective stocks.

The Group is concerned that in some cases regulations have resulted in the discard of swordfish caught in the North stock and, to a certain extent, could have influenced similar behavior of the fleet that fishes the South Atlantic swordfish stock. The Group considers that regulations may have had a detrimental effect on the availability and consistency of scientific data on catches, sizes and CPUE indices of the Atlantic fleet. The Group expressed its serious concern over this limitation on data for future assessments.

In 2001, the United States introduced time and area closures in the North Atlantic to protect small swordfish and other species caught incidentally by longline. These closures have reduced the catches attributed to the United States, and may also have redistributed the fleet. The effects on the CPUE data are unknown, although analyses conducted to examine this impact did not reveal a measurable effect on catch rates in 2001.

## **6 Recommendations**

### **6.1 Statistics**

- 1) *Catch*. All countries catching swordfish (directed or by-catch) should report catch, catch-at-size (by sex) and effort statistics by a small an area as possible, and by month. These data must be reported by the ICCAT deadlines, even when no analytical stock assessment is scheduled. Historical data should also be provided. *Morocco* should supply Atlantic and Mediterranean catch and size data by actual area of fishing on an annual basis. In the case of joint venture fisheries, the joint venture should be identified in the Task I and Task II data. It is recommended that at least the order of magnitude of IUU catches be estimated.
- 2) *Ageing*. The computer codes used for ageing swordfish in the Atlantic should be updated. The new sex specific growth curve (SCRS/2002/031) should be incorporated, and a unisex curve calculated from these data.
- 3) *Discards*. Information on the number of undersized fish caught, and the numbers discarded dead and alive should be reported so that the effect of discarding can be fully included in the stock assessment. Observer sampling should be sufficient to quantify discarding in all months and areas in both the swordfish directed fisheries and the tuna fisheries that take swordfish as by-catch. Studies should be conducted to improve estimation of discards and to identify methods that would reduce discard mortality of swordfish. Studies should also be conducted to estimate the subsequent mortality of swordfish discarded alive; these are particularly important given the level of discarding due to the minimum size regulatory recommendation.
- 4) *Size sampling*. All countries and fishing entities should carry out an adequate level of size sampling; and when possible sampling by sex, preferably by month and on as fine a scale as possible. If standard units of measure are not reported to ICCAT, then National Scientists should also provide appropriate conversion factors. In the absence of research to define adequate sampling levels, the Group recommended at least a large sampling fraction, perhaps as much as 20% (see SCRS/1999/019). Given the large catches by Japan and the paucity of size samples from this fishery, it is strongly recommended that Japan continue to explore procedures to obtain extensive size sampling by time and area. The Group noted that Japan has developed a new method of estimating fish size using logbook weight records, and they are encouraged to further validate this system.

- 5) *Target species*. All fleets should record detailed information on log records to quantify which species or group is being targeted. Gear characteristics and fishing strategy information (including time of set) are very strongly recommended. Further, at-sea Observers should collect more detailed information on fishing strategy and target species. This information has been requested in the past, and some fleets still have not collected these data. Brazil, Ghana and Uruguay should provide more complete information for both the home and charter fleets, including the CPUE of other species taken with swordfish (as by-catch or directed species).

## 6.2 Research

- 6) *Stock structure*. The Group recommended a comprehensive workshop on the topic of swordfish stock structure to be held in 2004.

*Genetics*. The Group recommended that researchers who have requested and received samples for genetic analyses make the results of analyses available, and that the various research teams should share samples so that complementary analyses can be conducted.

*Tagging*. The Group recommended development of an experimental design for specific tagging applications such as estimating fishing mortality rates and/or migration patterns. An experimental design could be especially useful in evaluating the potential of applying traditional and pop-up tags to evaluate the exchange rates between Mediterranean and Atlantic stocks. In addition, the continuation of industry tagging on board commercial vessels should also be encouraged as the sample sizes are considerable, and there are clear benefits in terms of reporting rates and quality of recaptured tags.

*Microconstituent analyses*. A pilot microconstituent analyses study with a number of individuals collected from widely separated areas should be carried out to examine the potential resolution of this technique for delineation of stock subdivision and mixed stock composition in the Atlantic Ocean, Mediterranean Sea, and Indian Ocean.

- 7) *CPUE*. The Group is concerned that many of the age-specific indices of abundance show strong year-effects. It has been recommended that future CPUE analyses should focus on developing additional methods to explicitly incorporate environmental variability into the model. Consideration should be given to aggregating the CPUE trends by Sex Ratio-at-size Area (rather than the current method of aggregating by nation). Investigations of the appropriateness of obtaining age-specific indices of abundance from independent analyses should be conducted, CVs should be presented with the analyses, and model outputs should be made comparable (*e.g.*, from random and fixed effects models). Some attempt should be made to determine why the South Atlantic CPUE trends are contradictory. It is recommended that a single biomass index be developed for the South Atlantic. For the biomass indices, the influence of the level of aggregation of data should be examined. The United States should take steps to maintain the time series of CPUE data in their closed areas in order to maintain continuity in the monitoring of the fishery.
- 8) *Stock assessment methods*. It is recommended that methods that better characterize and communicate uncertainty (*e.g.*, Bayesian approaches) be further explored. In addition, future assessments should continue to move towards models that have more flexibility in fitting the data as originally collected. It is also recommended that models more fully incorporate biological information and the uncertainties associated with biological inputs.
- 9) *Next Atlantic swordfish stock assessment*. It is recommended that the next swordfish stock assessment be conducted in at least three years time (not sooner than 2005) in order to advance basic research and assessment methods. It should be noted that the data required for that session should be up to and including the year prior to the meeting.

## **6.3 Management**

### *- North Atlantic*

Since the last assessment in 1999, the SCRS has noted to the Commission that there has been high recruitment since 1997, and the 2001 data are consistent with this observation (1996-2000 cohorts). It should be noted that this high recruitment is now being observed in several fisheries, and has manifested in several age classes. This high recruitment, in combination with the actions the Commission has taken to reduce catch, has resulted in an increase in the North Atlantic stock size. Based on the results of the 2002 assessment taking into account this recent high recruitment, if the Commission desires to rebuild the North Atlantic swordfish stock to biomass levels that would support MSY levels within 10 years (through 2009) with a probability of slightly greater than 50%, then the catch (including discards) could be maintained at 14,000 t for 2003-2009. At 15,000 t the stock trajectory declines. The Group noted that positive signs in recent recruitment may be in part due to environmental influence, and it is unknown if this influence will be positive or negative in the future. Additionally, the current regulations can produce difficulties in estimation of CPUE trends for some fleets. Noting the uncertainties inherent in the assessment, the Group warns against large catch increases over the current TAC. Moderate catch increases (*e.g.*, to levels below the estimated MSY) will not only guard against potential biases in the assessment, but would also provide stability for the stock and fisheries.

### *- South Atlantic*

There is considerable uncertainty in the data for the South Atlantic assessment. So much so, that the contradictory CPUE trends from the target and by-catch fisheries caused no reliable result from the Base Case production model and therefore reliable estimates of MSY and biomass trends could not be calculated. On the one hand, the recent trend for the target CPUE is very stable; on the other hand, the signal from the by-catch fisheries shows a sharp decline in recent years. The Group is unable to determine which is indicative of South Atlantic swordfish stock abundance. Lack of information from some of important South Atlantic fishing fleets prevents the Group from reconciling these conflicts.

The Group noted that there has been considerable expansion of the fleets and charter activities targeting swordfish in the South Atlantic since the implementation of catch limit regulatory recommendations, and remains concerned that CPUE data from these new fishing activities were not made available. However, this recent expansion of the fishery is consistent with the stable CPUE for the target fishery considered by the stock assessment session. Given this evolution of the fishery, and the apparent stability in at least one target fishery as a result of recent catch reductions, the Group recommends that catch should remain at about the same level of the past few years (14-15,000 t). More quantitative and reliable advice is unlikely to be achieved in the absence of CPUE data from some of the major fleets fishing in the South Atlantic.

## **7 Other matters**

The Group drafted the Atlantic Swordfish Executive Summary as well as a Response to the Commission on the questions posed by Resolution [01-04] (small fish; background is presented in **Appendix 4**).

## **8 Report adoption and closure**

The report was adopted by the Group during the meeting.

## References

- ANONYMOUS. 2001. Marine Ecosystems Responses to Climate in the North Atlantic. MERCINA Working Group Report, year 2001.
- AROCHA, F. 1997. The reproductive dynamics of swordfish *Xiphias gladius* L. and management implications in the northwestern Atlantic. PhD Dissertation, University of Miami. University of Microfilms Inc. Ann Arbor, Mi. UMI #9805928. 383 pp.
- FRANKIGNOUL, C., G. de Coetlogon, T. M. Joyce, and S. Dong. 2001. Gulf Stream variability and ocean-atmosphere interaction. *J. Phys. Oceanogr.* 31: 3516-3529.
- HURRELL, J. 1995. Decadal trend in the North Atlantic Oscillation: Regional Temperatures and Precipitation. *Science* 269:676-679.
- JOYCE, T.M., C. Deser, and M.A. Spall, 2000. The relation between decadal variability of subtropical mode water and the North Atlantic Oscillation. *J. Climate* 13: 2550-2569.
- LARRAÑETA, M. G., 1996. Ecología de la relación stock-reclutamiento en los peces marinos. *Oceanides* 11 (2).
- TAYLOR, A. H. 1995. North-South shifts of the Gulf Stream and their climatic connection with the abundance of zooplankton in the UK and its surrounding seas. *ICES Journal of Marine Science* 52: 711-721.
- TAYLOR, A. H. 1996. North-South shifts of the Gulf Stream: ocean-atmosphere interactions in the North Atlantic. *International Journal of Climatology* 16: 559-583.
- TAYLOR A. H., M.B. Jordan, and J.A. Stephens, 1998. Gulf Stream shifts following ENSO events. *Nature* 393: 638.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens. 1980. Latitudinal displacements of the Gulf Stream (1966-1977) and their relation to changes in temperature and zooplankton abundance in the NE Atlantic. *Oceanologica Acta* 3(2): 145-149.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens, 1998. The North Atlantic Oscillation and the latitude of the Gulf Stream. *Tellus* 50(A): 134-142.
- WILLIS, A.J., N.P. Dunnett, R. Hunt, and J.P. Grime, 1995. Does Gulf Stream position affect vegetation dynamics in Western Europe? *Oikos* 73: 408-410.



# RAPPORT DE LA SESSION D'ÉVALUATION DU STOCK D'ESPADON DE L'ATLANTIQUE DE 2002

(Madrid, 9-13 septembre 2002)

## 1 Ouverture, adoption de l'ordre du jour, organisation des sessions et présentation

La réunion s'est tenue aux bureaux du Secrétariat, à Madrid. Le Dr Julie Porter, Présidente de la réunion, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants ("le Groupe").

L'ordre du jour (**Appendice 1**) a été adopté sans aucune modification. La liste des participants est jointe en **Appendice 2** et la liste des documents présentés lors de la réunion figure en **Appendice 3**.

## 2 Description des pêcheries

### 2.1 Vue d'ensemble

Des pêcheries palangrières visant directement l'espadon fonctionnent en CE-Espagne, aux Etats-Unis et au Canada depuis la fin des années 50 ou le début des années 60, et la pêche au harpon existe depuis la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. Il existe d'autres pêcheries visant directement l'espadon (par exemple les flottilles palangrières du Brésil, du Maroc, de la Namibie, de CE-Portugal, d'Afrique du Sud, d'Uruguay et du Venezuela) et des pêcheries qui le capturent en tant que prises accessoires ou de façon opportuniste (par exemple le Taïpei chinois, le Japon, la Corée et CE-France). La pêche palangrière a démarré en 1956 et a opéré dans tout l'Atlantique dès lors, enregistrant également d'importantes prises d'espadon en tant que prises accessoires. La distribution récente des prises d'espadon dans l'Atlantique est présentée à la **Figure 1**.

Consécutivement aux Recommandations de l'ICCAT et aux législations nationales, trois développements récents sont apparus dans les pêcheries de certains pays. (1) A partir de février 2000, les bateaux japonais pêchant dans l'Atlantique nord étaient tenus de rejeter tout espadon capturé car le quota global japonais était atteint. (2) En 2001, la pêche pélagique de palangre américaine a été interdite ou limitée à cinq zones et périodes afin de réduire les prises accessoires, y compris les juvéniles d'espadon. (3) La pêcherie canadienne visant directement l'espadon, qui s'étendait habituellement jusqu'en octobre, s'achève à la fin août depuis 1999 en raison de la réduction du quota. Un autre changement est survenu dans la pêcherie à la suite des évolutions technologiques : le type ou le style d'engin de palangre utilisé par de nombreux bateaux espagnols a changé, passant de l'engin multifilament traditionnel à un engin monofilament. L'un des motifs d'inquiétude quant à toutes ces évolutions est l'effet sur les données disponibles, leur continuité, leur complexité et donc leur interprétation.

Les scientifiques du SCRS estiment que les données de débarquement de Tâche I de l'ICCAT fournissent des estimations minimales en raison de la prise non-déclarée d'espadon réalisée conjointement avec des activités de pêche illicites, non déclarées et non réglementées (IUU). Le volume de la prise d'espadons NEI par des bateaux IUU n'a cependant pas été estimé.

*Atlantique total.* La prise globale estimée d'espadon dans l'Atlantique (nord et sud, rejets compris) a atteint un maximum historique de 38.624 t en 1995, soit 13% de plus que le maximum antérieur de 34.098 t qui avait été atteint en 1989 (**Tableau 1** et **Figure 2**). La prise estimée de 2001 (captures déclarées et reports) s'élevait à 24.069 t (les captures déclarées totalisaient 22.833 t). Un certain nombre de pays n'ayant pas encore déclaré leurs captures pour 2001 et en raison des prises inconnues IUU, ce chiffre doit être considéré comme provisoire et sujet à révision.

*Atlantique nord.* Durant les dix dernières années, la prise estimée de l'Atlantique nord (débarquements + rejets) a été en moyenne de 14.200 t (**Tableau 1** et **Figure 2**), mais les débarquements de 2001 (reports y compris) et les rejets ont été ramenés à 9.797 t (les prises déclarées s'élevaient à 9.433 t) en réponse aux réglementations recommandées par l'ICCAT. En 2001, les prises estimées ont enregistré une baisse de 52% (rejets et reports y compris) depuis le pic de 1987 en ce qui concerne les débarquements de l'Atlantique nord (20.236 t), en réponse aux recommandations de l'ICCAT. La baisse des débarquements a également été attribuée à des déplacements de l'aire opérationnelle des flottilles, notamment le déplacement de certaines unités vers l'Atlantique sud et en dehors de l'Atlantique. Par ailleurs, quelques flottilles, dont celles des Etats-Unis, de CE-Espagne, de CE-Portugal et du Canada, ont modifié leur mode de fonctionnement pour viser les thonidés et/ou les requins de façon opportuniste, en tirant parti des conditions du marché et d'un taux relatif de capture plus élevé.

*Atlantique sud.* La prise estimée de l'Atlantique sud (débarquements + rejets) était relativement peu importante (en général moins de 5.000 t) avant 1980. Depuis lors, les débarquements se sont accrus de façon continue durant les années 1980 et au début des années 1990 pour atteindre un sommet de 21.884 t en 1995 (niveau qui était comparable à celui de la ponction maximale nord-atlantique). L'accroissement des débarquements était dû entre autres au déplacement progressif de l'effort de pêche vers l'Atlantique sud, surtout en provenance de l'Atlantique nord, mais aussi d'autres eaux. Les débarquements estimés ont ensuite diminué pour atteindre 13.835 t en 1998 (soit une diminution de 37%). La diminution des captures suivant le sommet de 1995 s'est effectuée en réponse aux réglementations, et est due en partie à un déplacement vers d'autres océans et à un changement de ciblage des espèces. En 2001, la prise estimée de 14.251 t, reports y compris (la prise déclarée totalisait 13.379 t) se situait à environ 8% en dessous du niveau de 2000. Le Groupe a signalé que les données fournies à l'ICCAT montraient que les accords d'affrètement avaient augmenté dans l'Atlantique sud avec pour corollaire l'augmentation des prises déclarées.

*Rejets.* Seuls les Etats-Unis (1991-2001), le Canada (1997-2001), et le Japon (2000-2001) ont signalé des estimations positives de rejets de poissons morts. Le Japon (2000) a également déclaré des rejets vivants. CE-Espagne a déclaré un chiffre nul en ce qui concerne les rejets de poissons morts. Les Etats-Unis et le Canada ont tous deux utilisé les données d'observateurs scientifiques pour estimer les rejets morts. Les estimations du Japon en 2000 et 2001 sont fondées sur des déclarations par radio.

## **2.2 Développements récents**

D'autres Parties et Entités de pêche ont déclaré des débarquements mais n'ont pas fourni d'informations supplémentaires faisant état de récentes évolutions.

*Canada :* Les débarquements nominaux d'espadon en 2001 du Canada se sont élevés à 1.079 t, issus de la pêche pélagique de palangre (958 t) et de la pêche au harpon (121 t). Par ailleurs, selon les données fournies par des observateurs en mer, on estime à 26 t le poisson rejeté mort par la flottille palangrière. Seuls 63 des 77 palangriers munis de licence ont débarqué du poisson en 2001, soit une diminution par rapport au niveau de la période 1993-1996 pendant laquelle toutes, ou presque toutes, les licences pour l'espadon avaient été utilisées. La réduction de l'effort ces dernières années procède de plusieurs facteurs dont la réduction du quota, la possibilité de pêcher d'autres espèces, et des prix relativement bas.

Des changements importants sont survenus dans les modes de pêche de la flottille palangrière en 1999-2001. En général, la pêche pélagique de palangre s'étend de mai à octobre. Toutefois, en raison de la réduction des quotas et d'une pêcherie compétitive, la pêche dirigée vers l'espadon a été fermée à la fin août ces trois années. Une pêcherie limitée d'"autres" thonidés (c'est-à-dire des thonidés autres que le thon rouge) soumise à des limites de sorties pour l'espadon a été autorisée après la fermeture ; en 2000 et 2001 une pêcherie d'"autres" thonidés a été autorisée à la fin de l'automne au cours de laquelle tous les espadons ont été rejetés. En outre, une plus grande attention a été portée à la pêche

ciblant d'autres espèces de thonidés, notamment le thon obèse, compte tenu de la réduction du quota d'espadon. Ces dernières années, les palangriers pélagiques ont ciblé le thon obèse tôt et tard dans la saison de pêche, et ont pêché dans la limite géographique de leur licence. Ce niveau d'activité de pêche à l'est du Grand Banc n'a pas été observé depuis le début des années 1990.

*Taïpei chinois* : Les flottilles palangrières du Taïpei chinois ont démarré leurs activités dans l'océan Atlantique dans les années 1960 et sont désormais bien distribuées dans tout l'océan ciblant principalement le germon, le thon obèse ou l'albacore depuis les années 1990. L'espadon constituait surtout une prise accessoire pour cette pêcherie, mais de petits palangriers ciblaient cette espèce pour le marché de poisson frais et certains grands palangriers ont pénétré dans les eaux brésiliennes pour pêcher l'espadon de façon saisonnière par le passé. Cependant, les prises d'espadon se situaient à la quatrième place des captures de ces flottilles dans l'Atlantique et représentaient donc l'une des espèces les plus importantes pour cette pêcherie.

Pour le stock de l'Atlantique nord, les captures annuelles totalisaient moins de 300 t dans les années 1980 et sont passées à 400-600 t en 1991-1997. Cette augmentation s'explique surtout par l'évolution des opérations palangrières de profondeur dans la zone tropicale pour le thon obèse et l'albacore. En raison d'une réglementation de l'ICCAT recommandant une réduction supplémentaire des captures, les prises ont baissé pour atteindre un niveau de 300 t. La prise préliminaire pour 2001 s'élevait à 281 t.

Pour le stock de l'Atlantique sud, la prise annuelle totalisait environ 200-1.300 t dans les années 1970 et 1980, mais a augmenté à 1.000-2.900 t dans les années 1990 conjointement avec l'augmentation des opérations de palangre de profondeur. Compte tenu d'une réglementation accrue relative aux captures, la prise a alors diminué pour se situer à environ 1.100 t. La prise préliminaire pour 2001 s'élevait à 1.167 t.

*CE-Portugal* : Aucun changement majeur n'a été observé dans la pêcherie palangrière d'espadon du Portugal ces dernières années, si ce n'est ceux résultant des réglementations. La pêcherie continue à être plurispécifique en raison de changements de la disponibilité des espèces et de la situation du marché, c'est-à-dire des augmentations du prix d'autres espèces, comme les requins. Les débarquements d'espadon en 2001 s'élevaient à 735 t dans l'Atlantique nord et à 393 t dans l'Atlantique sud.

*CE-Espagne* : Le document SCRS/2002/098 décrit longuement cette pêcherie. Les débarquements dans l'Atlantique nord en 2001 se situaient à 4.047 t, soit une réduction de 21% par rapport aux débarquements de 1997 et de 42% par rapport aux débarquements déclarés en 1995. Les pêcheries espagnoles ont connu certains changements dernièrement, en plus de ceux résultant des réglementations. On a déjà observé que la flottille de l'Atlantique nord est devenue ces dernières années davantage une pêcherie plurispécifique suite aux changements qui ont affecté le marché (hausse du prix d'autres espèces) et d'une migration de certains bateaux hors de l'Atlantique. En outre, plusieurs navires sont passés de l'engin multifilament traditionnel au monofilament. Les captures déclarées dans l'Atlantique sud pour 2001 totalisaient 5.848 t, soit une diminution de 48% par rapport aux prises records de 1995 (11.290 t).

*Japon* : Le nombre de palangriers japonais opérationnels dans l'Atlantique en 2001 était estimé à 204, chiffre très similaire à celui de 2000, qui était, à son tour, le chiffre le plus bas enregistré depuis 1988 (correspondant aux deux-tiers du nombre le plus élevé enregistré en 1981). Par ailleurs, il y a eu 28.000 jours de pêche en 2001, soit une diminution de 7.700 jours (une baisse de plus de 20%) par rapport à l'an 2000.

Les prises d'espadon obtenues par les palangriers japonais dans l'Atlantique nord (au nord de 5°N) représentaient environ 20% des prises totales d'espadon du Japon dans l'Atlantique au cours de la première moitié des années 1990, mais elles ont augmenté d'environ 50% pendant la seconde moitié

des années 1990 en raison des changements survenus dans la distribution de l'effort de pêche. L'effort de pêche ciblant le thon obèse a été plus concentré dans l'Atlantique nord à la fin des années 1990 et ultérieurement qu'au début des années 1990. Par conséquent, les prises d'espadon dans l'Atlantique nord ont augmenté de près de 30% à la fin des années 1990 et le quota quinquennal assigné au Japon a été atteint. Ensuite, le 1<sup>er</sup> février 2000, les autorités de gestion japonaises ont demandé à tous les palangriers japonais opérant dans l'Atlantique nord (au nord de 5°N) de rejeter toute prise d'espadon. Cette obligation est toujours d'actualité aujourd'hui. En conséquence, les débarquements en 2000 ont légèrement diminué de 152 t (par rapport à 1.212 t en 1999), et 626 t de rejets de poissons morts ont été enregistrés. En 2001, les débarquements de l'Atlantique nord étaient de 0 t et 508 t de rejets morts ont été enregistrés. Dans l'Atlantique sud, les prises s'élevaient à 741 et 557 t en 2000 et 2001, respectivement.

Les autorités de gestion japonaises ont commencé à collecter des informations sur les rejets par un système de déclaration par radio basé sur des intervalles de 10 jours car le système de déclaration par les livres de bord ne comportait aucune information sur les rejets. Cependant, le système de déclaration par radio ne comprend pas des informations telles que l'emplacement des rejets, ce qui est important aux fins de l'évaluation du stock. A partir d'août 2002, les autorités de gestion ont établi un nouveau système de déclaration quotidien pour les rejets d'espadon, lequel comprend la même information que le système de déclaration par les livres de bord. Conformément aux recommandations de la Commission relatives à la recherche portant sur l'espadon, sept missions ont été réalisées par des observateurs embarqués sur des palangriers dans l'Atlantique entre novembre 2001 et mars 2002 (SCRS/2002/140). Cinq missions ont été réalisées pour la pêche de thon rouge dans l'Atlantique nord (30°-59°N, 62°W-17°W) et deux autres ont eu lieu dans les eaux tropicales au large d'Abidjan (3°-16°S, 11°W-2°E) et de Dakar (7°-11°N, 20°-25°W) pour le thon obèse. Un total de 310 jours de pêche a été supervisé et des informations biologiques sur l'espadon ont été collectées. Outre le programme d'observateurs, des échantillons musculaires pour l'étude génétique de la structure du stock sont collectés à titre volontaire par les palangriers depuis la fin de l'an 2000.

*Maroc* : La pêche de l'espadon se fait essentiellement au filet maillant dérivant, sur les deux côtes atlantique et méditerranéenne du Maroc. La production de cette espèce a augmenté sensiblement, durant ces dix dernières années, pour dépasser 5.000 t en 1997. Elle a toutefois montré une tendance à la baisse depuis 1998. Ce niveau de production est fortement lié à l'effort de pêche de la flottille palangrière. La production annuelle moyenne pour les trois dernières années est d'environ 3.000 t pour la Méditerranée et 150 t pour l'Atlantique.

L'espadon capturé au niveau de la partie orientale de la Méditerranée marocaine a une taille moyenne (environ 110 cm) plus petite que celui pêché dans le détroit de Gibraltar (environ 140 cm). Les espadons mâles dominent nettement pour des tailles inférieures à 140 cm. Les femelles dominent pour des tailles supérieures à 150 cm.

Le Maroc entreprend des activités de recherche sur l'espadon, conformément à certaines recommandations de recherche de l'ICCAT et avec l'appui technique et financier du projet FAO-COPEMED.

*Afrique du sud* : Avant 1997, l'accès aux stocks d'espadon était réservé aux pêcheurs sportifs en vertu de la législation nationale. On constatait de faibles prises accessoires de cette espèce dans les pêcheries visant le requin à la palangre et des espèces démersales au chalut. Une pêcherie palangrière expérimentale a été lancée en novembre 1997 et 30 licences ont été émises. Toutes les licences n'ont pas été utilisées et le nombre de licences disponibles a été réduit à 25 en 2001. Bien que principalement conçue comme une pêcherie visant les thonidés, les bateaux sont équipés d'un engin monofilament de type américain ainsi que de baguettes lumineuses, et l'espadon représentait 70% de la prise de 1998. Les prises accessoires d'espadon ont fait l'objet de limites strictes en 1999 et en réponse à celles-ci, certains palangriers sud-africains ont migré en Namibie. En 2000, l'Afrique du sud a levé ces limites et a établi une nouvelle limite de capture nationale de 1.000 t (poids manipulé).

La principale zone de pêche, exploitée par des bateaux locaux et étrangers, se situait initialement au large de la pointe du Cap des Aiguilles, à proximité de la frontière ICCAT/CTOI située à 20°E. Cette pêcherie s'est étendue à l'est et à l'ouest. La plupart de la prise de 2001 a eu lieu à proximité de la ride de Walvis (zone ICCAT) et dans une zone à l'est du Kwazulu-Natal (zone CTOI). Le programme d'observateurs lancé en novembre 1998 avec l'embarquement du premier observateur à bord d'un palangrier national a été étendu pour atteindre une couverture par les observateurs de 24% de la flottille thonière palangrière nationale en 2001.

*Etats-Unis* : L'estimation provisoire pour 2001 des débarquements réalisés par les bateaux américains et des rejets d'espadons morts était de 2.568 t. Cette estimation est inférieure de 27% aux 3.497 t estimées pour 2000. Les débarquements d'espadon des Etats-Unis sont contrôlés de façon saisonnière en se basant sur les rapports des mareyeurs, des armateurs, des capitaines des bateaux, des fonctionnaires portuaires du NMFS, et les rapports des livres de bord obligatoires remis quotidiennement par les bateaux américains habilités à pêcher l'espadon. Cette pêcherie est également suivie par le biais d'un programme d'échantillonnage par des observateurs scientifiques, mis en route en 1992. Environ 5% de l'effort de pêche de la flottille palangrière est sélectionné au hasard aux fins d'observation durant la saison de pêche. Les données de l'échantillonnage par les observateurs, conjointement avec les niveaux d'effort déclarés dans les livres de bord, étayaient l'estimation d'environ 27.000 poissons rejetés morts en 2001, soit une estimation totale de 308 t d'espadon. Pour l'Atlantique nord, les rejets de poissons morts estimés en 2001 s'élevaient à 293 t, dont 288 t sont estimés être dues à l'engin de palangre. Dans l'ensemble, les estimations de rejets de poissons morts ont diminué de 37% (184 t) par rapport au niveau de 2000. On estime que cette réduction des débarquements et des rejets est due, en grande mesure, à l'effet des fermetures spatio-temporelles et à d'autres mesures de gestion nationales mises en place en 2001.

En 2001, la pêche pélagique de palangre américaine a été interdite ou limitée à cinq zones ou périodes, comme représenté à la **Figure 3**. Les trois zones au sud, (Charleston Bump, Côte est de la Floride, et Desoto Canyon), ont été sélectionnées, au moins en partie, afin de réduire les captures d'espadon de moins de <125 cm et autres prises accessoires. La zone du thon rouge a avant tout été fermée pour réduire la prise de thon rouge d'une taille inférieure à la taille légale destinée à la vente par les pêcheurs américains. Les palangriers étaient autorisés à pêcher dans la Zone à Distance du Nord-Est (« Northeast Distant Area ») s'ils participaient à un programme de recherche portant sur les tortues et si un observateur était embarqué à bord. Le nombre de palangriers américains ciblant l'espadon a baissé de forme constante depuis le milieu des années 1990. L'effort déclaré (hameçons) a tout d'abord diminué puis est resté plutôt stable depuis 1998. Une partie de l'effort déclaré auparavant dans la zone de pêche de la côte est de la Floride semble avoir été redistribuée dans le Golfe du Mexique jusqu'aux « South Atlantic and Mid Atlantic Bights ». Selon les estimations, le tonnage de la prise d'espadons de moins de 125 cm a augmenté dans certaines zones par rapport à la moyenne de 1997-99, notamment dans le Golfe du Mexique ; toutefois, le changement global dans les estimations a consisté en une réduction de ce tonnage de près de 50% en 2001.

*Venezuela* : les débarquements d'espadon sont passés de 20 t à 37 t de 1997 à 2001. Les débarquements ont été réduits de plus de la moitié si on les compare avec ceux enregistrés entre 1991 et 1996. La diminution des cinq dernières années a été attribuée à un changement du ciblage des espèces de la part de certains palangriers. La raison de ce changement réside dans les prises élevées d'espadons sous-taille à différentes époques de l'année, ne laissant que de brèves périodes pour la capture et le débarquement du poisson de taille légale.

### 3 Etat des stocks

#### 3.1 Structure des stocks

Après examen des progrès réalisés en termes de zones de ponte, de marquage (traditionnel et électronique), de génétique et d'évolutions potentielles de la recherche, le Groupe a estimé qu'il serait utile de tenir un atelier sur la structure des stocks (voir la Section 6).

##### - Zones de ponte

Un document portant sur les zones de ponte de l'espadon de l'Atlantique nord a été présenté. La nouvelle information utilisait l'indice gonadique (GI) et le schéma de sex-ratio chez les femelles afin d'identifier le nouveau site de ponte (SCRS/2002/078). Les nouvelles zones localisées se trouvent entre 10°-15° N et 30°-40° W. La partie orientale de la zone échantillonnée présente un potentiel de reproduction plus intense étant donné que les valeurs moyennes élevées de GI étaient constamment supérieures à la valeur GI définie utilisée comme mesure de ponte. Le schéma de sex-ratio présentait une faible proportion de femelles de taille moyenne (170-215 LJFL cm), schéma attribué aux zones de ponte de l'Atlantique nord. L'information sur les zones de ponte, basée sur l'observation de génitrices avec des ovocytes hydratés provenant de gonades collectées entre 1990 et 1996 dans l'Atlantique nord-ouest (Arocha, 1997), et la nouvelle information présentée sont utilisées afin de générer une carte présentant les zones de ponte de l'espadon d'après l'information de reproduction (**Figure 4**). D'après l'information présentée sur la carte, il semble que l'Atlantique nord compte deux zones de ponte : le premier groupe se trouve dans les eaux au large de l'Atlantique nord et le deuxième dans les eaux proches des masses continentales et des forts systèmes de courants. Chaque groupe semble frayer dans chaque zone à une époque différente de l'année. Au fur et à mesure de la disponibilité de nouvelles informations sur les poissons reproducteurs, la reproduction de l'espadon dans l'Atlantique nord deviendra plus explicite. Il semble que les deux groupes reproducteurs affichent des mouvements de reproduction opposés. L'échantillonnage continu dans la nouvelle zone définie et le suivi constant des lieux de ponte traditionnels détermineront si la nouvelle information présentée peut être considérée comme faisant partie de la zone de ponte traditionnelle de l'espadon dans l'Atlantique nord.

##### - Marquage

Deux documents comportant des informations de marquage ont été présentés. Le premier document (SCRS/2002/080) récapitule les recaptures d'espadon réalisées et déclarées à l'I.E.O principalement par la flottille palangrière espagnole entre 1984 et 2002. Au total, 66 poissons ont été récupérés et la plupart de ces poissons recapturés tend à se déplacer entre les eaux subtropicales et tempérées de l'Atlantique nord et sud. Aucun mouvement trans-équatorial n'a été signalé jusqu'ici dans le marquage traditionnel. L'information présentée laisse à penser que le taux de récupération du poisson marqué dépend de l'amélioration des protocoles de marquage, et notamment la méthodologie de marquage du poisson, la sélection de la taille du poisson à marquer et la manipulation du poisson durant la procédure de marquage. Ce document invite à la prudence lors de l'évaluation de l'information de recapture provenant de différentes flottilles, étant donné que le protocole de marquage utilisé par les diverses flottilles peut influencer les taux de recapture résultants. L'information relative à la taille de l'espadon marqué et relâché et marqué et recapturé est également incluse.

Le second document (SCRS/2002/140) fait état des activités du programme japonais d'observateurs embarqués à bord de palangriers thoniers pêchant dans l'Atlantique. Deux spécimens d'espadon ont été marqués avec des marques pop-up électroniques et ont été relâchés au large de Dakar durant le premier trimestre de 2002. Des données fructueuses ont été obtenues de l'un des espadons relâchés. S'agissant de l'une des premières marques pop-up, l'information ne correspond qu'à un seul mois. Toutefois, l'information téléchargée indiquait que le poisson s'était déplacé vers le sud, de 6°58 N à 1°22 S, et présentait un mouvement journalier vertical se stabilisant à environ 300-

400 m durant le jour et entre 75 m et la surface durant la nuit. Le mouvement journalier vertical montrait qu'il existe un gradient de température important entre les déplacements diurnes et nocturnes de l'espadon, lequel nage dans des eaux à 7°-8°C le jour et à 25°-29°C la nuit.

En se fondant sur l'information présentée, les expériences de marquage à l'aide de marques électroniques pop-up devraient être encouragées afin de mieux définir les déplacements des espadons dans l'Atlantique.

#### - CPUE

Aucun nouveau document présentant les tendances des CPUE standardisées n'a été soumis, lequel aurait pu être utilisé comme un argument pour ou contre une hypothèse déterminée de structure des stocks. Il est généralement supposé que les différences quantitatives relevées dans les valeurs de CPUE obtenues de chaque côté du parallèle 5°N, pour les poissons supérieurs à 130 cm LJFL, continuent à confirmer les observations antérieures (SCRS/1999/075, SCRS/1996/138 et SCRS/1997/032).

#### - Génétique

Deux documents ont été présentés décrivant l'utilisation des données génétiques aux fins de la discrimination du stock d'espadon de l'Atlantique (SCRS/2002/122 et SCRS/2002/141). Dans le premier document (SCRS/2002/122) deux marqueurs par micro satellite (XgA et Xg195) ont été utilisés afin de résoudre l'hétérogénéité des échantillons collectés au même endroit et d'analyser l'échantillonnage temporel dans la zone pour mieux appréhender le comportement migratoire des divers stocks. En se basant sur un volume d'échantillonnage de 453 spécimens, l'analyse a montré que les poissons de la Méditerranée sont également capturés dans l'Atlantique nord-est et que leur fréquence peut varier dans le temps. Toutefois, cette analyse a également suggéré que les échantillons provenant de l'Atlantique nord-ouest constituent une collecte de poissons hétérogène, pouvant correspondre, au moins, à deux unités de reproduction différentes. La première unité ne se trouve uniquement que dans les échantillons de l'Atlantique nord et à un faible pourcentage (7%) dans ceux du Golfe de Guinée, alors que la deuxième unité ne peut pas être différenciée avec ces deux marqueurs de poissons de l'Atlantique sud. Les échantillons de l'Atlantique sud et de la Méditerranée semblent être un capital génétique plus homogène.

Le second document (SCRS/2002/141) suggérait que la ligne délimitant les stocks de l'Atlantique nord et sud pourrait être située plus au nord que défini auparavant. De nouveaux résultats se basant sur l'analyse à l'aide de la variation génétique au niveau du locus du gène de la calmoduline (*CaM*) ont donné à penser que la zone de délimitation entre les deux stocks supposés pourrait se trouver à proximité de 15°N de latitude.

Les données ci-dessus montrent qu'il existe dans l'Atlantique plus d'une unité de reproduction. Les nouvelles données apportent des informations supplémentaires sur la complexité de la structure du stock. Il est toutefois nécessaire d'obtenir davantage d'échantillons et d'analyses de marqueurs génétiques. Les résultats réels indiquent fortement qu'avec un nombre accru de marqueurs génétiques, on pourra atteindre des niveaux de confiance plus élevés pour l'attribution de spécimens individuels aux stocks. Le travail actuellement réalisé par la CE (Projet FAIR CT 98 3941) vise dix marqueurs par microsatellite et utilise 3.200 poissons. Selon toutes les prévisions, la structure du stock sera plus précise dans un an. Malgré le nombre important d'échantillons recueillis, l'absence de nouvelle information génétique entre l'Atlantique sud et l'océan Indien continue à entraver notre appréhension du flux génétique entre ces deux océans.

La nouvelle information présentée sur les lieux de ponte, les déplacements des espadons d'après les données de marquage et l'analyse des données génétiques révèlent la complexité de la structure du stock dans l'Atlantique nord et sud. S'il est avéré que les zones de ponte situées au large de

l'Atlantique constituent une zone de ponte traditionnelle, il pourrait s'agir là de la zone où a lieu le mélange. En effet, les mouvements des espadons marqués et recapturés laissent entrevoir l'existence d'un déplacement entre les aires trophiques et de frai de l'Atlantique. Au vu de ces incertitudes, il est recommandé que la poursuite et le renforcement des études génétiques et de la collecte d'informations sur la reproduction constituent la priorité absolue. L'utilisation de marques pop-up pour l'espadon dans la zone d'étude proposée améliorera nos connaissances sur les déplacements de l'espadon dans l'Atlantique.

### ***3.2 Données de prise et de prise par taille***

Le Secrétariat a présenté les tableaux de capture (résumés et détaillés) d'après lesquels on a pu constater que de nombreuses flottilles n'avaient pas transmis leurs données dans les délais prévus aux fins de l'évaluation. Les détails des données soumises ont été repris dans le document SCRS/2002/135, lequel faisait également état des modifications apportées aux données de prises historiques.

Conformément à ces tableaux et au plan de travail précédemment soumis par le rapporteur, le Secrétariat a averti le Groupe que si les Parties, Entités ou Entités de pêche continuent à soumettre leurs données trop tardivement (ou pas du tout), il serait difficile de réaliser des évaluations fiables à l'avenir en raison du manque de données, les données des principales pêcheries étant notamment nécessaires pour substituer les prises mineures. Le Groupe a fait mention de la Recommandation [Réf. 01-16] adoptée par la Commission en 2001 concernant la soumission de données en temps opportun, et a rappelé aux Parties l'obligation de soumettre leurs données en vertu de cette Recommandation. Il a néanmoins été admis qu'une partie du problème pourrait découler des nombreuses évaluations devant avoir lieu à des dates proches, engendrant des difficultés pour les scientifiques nationaux, en particulier pour ceux soumettant des fichiers de prise par taille, afin de respecter les dates limites.

Le Groupe a adopté les tableaux de capture avec des modifications afin d'y inclure les données révisées du Japon pour 2000 ainsi que les nouvelles données du Japon pour 2001. Il a fait part de ses préoccupations face aux captures élevées du Nigeria (857 t) et de la Lituanie (794 t) enregistrées pour 1994, étant donné qu'il n'existait pas de série de capture pour ces pays. Ces données de prise proviennent des données de la FAO et ont été échangées lors de la réunion conjointe de la CGPM-ICCAT en 1998. Il a été décidé que le Secrétariat tâcherait de vérifier l'exactitude de celles-ci.

Aux fins du modèle de production utilisé dans l'évaluation, les données de 2001 ont été reportées de l'année précédente pour les flottilles n'ayant pas soumis de données. Ces données reportées ont été combinées en une prise de 364 t pour l'Atlantique nord et une prise de 872 t pour l'Atlantique sud, sans attribution de pavillon. Ces captures reportées n'ont pas été entrées dans la base de données de prise de l'ICCAT.

Les Etats-Unis ont diffusé les données de prise et de prise par taille pour deux bateaux opérant dans l'Atlantique sud en joint venture avec le Brésil et la Namibie. Afin d'éviter la double comptabilisation, les données de capture n'ont pas été incluses car elles avaient déjà été déclarées par le Brésil et la Namibie.

Les substitutions et la nouvelle extrapolation réalisées par le Secrétariat ont été présentées dans le document SCRS/2002/135. Les mêmes critères que les années précédentes ont été suivis, et le Groupe a accepté les modifications comme valides. Les données de prise par taille ont été converties en prise par âge pour l'Atlantique nord et l'Atlantique sud en utilisant les programmes AGEIT avec une courbe de croissance « unisexe » (**Tableaux 2 et 3**).

De nouvelles informations pour l'obtention de données de prise par taille par sexe ont seulement été reçues juste avant le début de la réunion, trop tardivement pour élaborer des données de prise par taille par sexe.



### 3.3 Données de taux de capture

#### - Généralités

Le ciblage est toujours une question capitale dans les pêcheries palangrières pêchant l'espadon. Les procédures de standardisation des taux de capture ont suivi les mêmes protocoles que lors de la dernière évaluation traitant du ciblage. Les inquiétudes relatives aux définitions du ciblage pour la standardisation de la prise continuent donc à être exprimées. En outre, certaines pêcheries capturant l'espadon comme prise accessoire (c'est-à-dire le Japon et le Taïpei chinois) ont changé de ciblage principal, ce qui pourrait affecter le taux de capture de prises accessoires.

#### - Atlantique nord

Le Groupe a signalé les difficultés éprouvées pour évaluer l'impact des nouvelles mesures de gestion mises en place car elles se rapportent à la standardisation des séries de taux de capture pour le stock d'espadon de l'Atlantique nord. Ainsi, les fermetures spatio-temporelles imposées à la pêcherie palangrière américaine, notamment en 2001, les fermetures anticipées de la pêcherie palangrière canadienne de 1999 à 2001 ainsi que les rejets obligatoires d'espadon par la flottille japonaise après le dépassement du quota global ont tous un impact potentiel sur les taux de capture de ces pêcheries. De surcroît, une grande partie de la flottille pélagique à la palangre de CE-Espagne est récemment passée de l'engin traditionnel à l'engin monofilament (« de type Floride »), ce qui semble provoquer des taux de capturabilité plus élevés qu'avec la configuration traditionnelle (SCRS/2002/099) et complique les analyses des données de taux de capture. Dans ce cas-là, toutefois, pour éviter ces complications, seule l'information relative à l'engin traditionnel était incluse dans les analyses des taux de capture spécifiques de l'âge.

Le Groupe a révisé l'analyse (SCRS/2002/116) en actualisant l'indice de biomasse standardisé utilisé aux fins de l'évaluation de l'état du stock d'espadon de l'Atlantique nord (**Tableau 4**). Les auteurs ont identifié certaines révisions à apporter aux données historiques des Etats-Unis, à la suite de la révision et actualisation de la classification du style d'opération utilisée par les bateaux. Cette révision a donné lieu à un grand nombre d'observations utilisées dans l'actualisation. Le Groupe a examiné la sensibilité des estimations de l'indice par rapport aux récents changements de la configuration de l'engin pour la flottille espagnole, aux restrictions de fermetures spatio-temporelles pour les flottilles américaine et canadienne, et à l'inclusion ou exclusion des données du Japon en raison de l'incertitude quant à l'effet des récentes pratiques de rejets sur les estimations des taux de capture. Le Groupe a remercié les scientifiques nationaux ayant participé à l'analyse pour le travail accompli au cours de l'année en vue de l'actualisation de cet indice. Des préoccupations ont été exprimées en ce qui concerne les différentes méthodes de regroupement des données utilisées pour les données du Japon (récapitulatif mensuel de la prise et de l'effort par carré de 5 degrés) et les données des Etats-Unis, du Canada et de CE-Espagne (récapitulatif par sortie en mer de la prise et de l'effort) ; en effet, le niveau de regroupement influence la variabilité perçue dans les données. Le Groupe a donc réalisé une analyse de sensibilité qui a permis de comparer les tendances de capture lorsque les données du Japon étaient supprimées (**Figure 5**). Une analyse de sensibilité complémentaire dans laquelle les données des Etats-Unis, du Canada et de CE-Espagne étaient regroupées à un niveau comparable aux données du Japon a été discutée. Le Groupe a convenu de reporter l'examen de cette question en raison de temps limité et de préoccupations d'ordre pratique. Le Groupe a fait remarquer que la méthodologie de standardisation pour cet indice pourrait tirer profit des méthodes de modélisation récemment appliquées dans d'autres applications. Il a été recommandé que la procédure de standardisation recherche l'utilité d'inclure des effets aléatoires, le cas échéant, afin d'obtenir des intervalles de confiance plus réalistes pour cet indice. Le Groupe a avancé la possibilité de scinder l'indice de biomasse en deux périodes, en se fondant sur la capturabilité potentiellement différente avant 1970 et après 1975. Il a été fait remarquer que les capitaines et les bateaux de la flottille opérant avant et après les restrictions américaines sur la teneur en mercure étaient les mêmes et que leurs

techniques de pêche étaient relativement constantes. On ne disposait pas de l'information suffisante pour appuyer totalement la thèse d'une capturabilité différente entre les deux périodes mais il a été décidé d'exécuter, comme analyse de sensibilité, le modèle de production avec les deux périodes d'indices, de 1963 à 1970 et de 1975 à 2001.

Le Groupe a également examiné l'information relative au taux de capture standardisé spécifique de l'âge pour le stock d'espadon de l'Atlantique nord des pêcheries palangrières japonaise (SCRS/2002/144), américaine (SCRS/2002/115), espagnole (SCRS/2002/099), et canadienne (SCRS/2002/106). Ces séries de taux de capture ont été mises à jour à partir des analyses présentées auparavant afin d'y inclure l'information de prise et d'effort jusqu'à 2000/01. Les taux de capture spécifiques de l'âge et de l'âge/sexe ont été présentés. Pour les indices spécifiques de l'âge, pour les deux sexes combinés, les séries temporelles de CE-Espagne et des Etats-Unis utilisaient la courbe de croissance de Gompertz (unisexe) traditionnellement appliquée. Pour les indices spécifiques de l'âge/sexe, les séries temporelles américaines, canadiennes et japonaises employaient les équations de croissance spécifiques du sexe (Ehrhardt et al. 1996), après avoir estimé la prise par âge par sexe en utilisant le sex-ratio par clef de taille (SCRS/1999/083). Toutes les pêcheries ne disposant pas d'indices spécifiques de l'âge/sexe, il a été convenu que les analyses VPA seraient limitées aux évaluations spécifiques de l'âge pour les deux sexes combinés. L'indice japonais (SCRS/2002/144) couvre la tranche d'âges de 3 à 5+, et a été élaboré par le regroupement des données de prise par âge, mâle et femelle, avant la procédure de standardisation. L'indice canadien spécifique de l'âge, pour les deux sexes combinés, utilisé dans la VPA a été estimé durant la réunion en ajoutant la CPUE standardisée de mâles et de femelles de chaque classe d'âge (âge 2 à 5+) ; la variance de cet indice sans distinction du sexe a été estimée comme étant la somme des estimations de la variance de chaque sexe. L'indice américain spécifique de l'âge, sexes combinés, a été estimé à la réunion en utilisant le modèle de croissance de Gompertz pour les âges de 0 à 5+ ; le **Tableau 5** et la **Figure 6** présentent les résultats de la procédure de standardisation.

Le Groupe a reconnu que la nouvelle compilation de données et méthode utilisée pour la standardisation des taux de capture de la pêcherie palangrière japonaise dans le document SCRS/2002/144 avait généré une tendance des taux de capture légèrement différente ; il a donc recommandé une nouvelle évaluation de ces deux changements avant de l'inclure dans l'évaluation du stock. Parmi ces changements, le Groupe a signalé qu'il fallait vérifier le nouveau regroupement des données de prise et d'effort par récapitulatif de 10 jours pour des zones géographiques étendues (voir le document SCRS/2002/144, **Figure 1**) ainsi que la fiabilité des estimations de rejets, en raison d'un échantillonnage de taille limité disponible pour les rejets, avant toute utilisation dans l'évaluation du stock. Le Groupe a décidé d'utiliser les indices standardisés spécifiques de l'âge, sexes combinés, du Japon provenant de l'évaluation du stock de 1999 dans l'Analyse des Populations Virtuelles de l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique nord.

Le **Tableau 6** et la **Figure 7** présentent les taux de capture standardisés spécifiques de l'âge disponibles pour l'évaluation de la VPA du stock de l'Atlantique nord (Remarque : ces valeurs d'indice sont mises à l'échelle pour leurs moyennes respectives pour les années se superposant à d'autres indices spécifiques de l'âge). Dans ce tableau et cette figure, les taux de capture du Japon sont ceux utilisés dans l'évaluation du stock de 1999 (SCRS/1999/126).

S'agissant de la méthodologie de standardisation de l'indice, le Groupe a suggéré de poursuivre la recherche ayant trait aux procédures appliquées, y compris l'amélioration de la modélisation de l'interaction destinée à fournir des estimations ponctuelles et de variance plus satisfaisantes et comparables. Par ailleurs, pour les taux de capture spécifiques de l'âge, le Groupe a suggéré de continuer les recherches portant sur l'estimation au moyen d'un facteur fixe âge\*année (la conversion prise par âge étant une méthode appliquée aux débarquements totaux). Le Groupe a signalé que les modèles de croissance spécifiques du sexe actualisés ont été présentés à la réunion (SCRS/2002/031), et que pour les espadons mâles en particulier, l'estimation de la longueur maximale découlant de ces travaux semble être plus réaliste. On a donc proposé que les futures analyses des taux de capture

spécifiques de l'âge/sexe utilisent ces modèles de croissance actualisés. Finalement, le Groupe a fait observer l'importance des facteurs environnementaux et océanographiques et leur relation avec les taux de capture notamment pour l'espadon et d'autres espèces. Le Groupe recommande de mener une nouvelle évaluation des facteurs environnementaux à l'effet d'une nouvelle standardisation des taux de capture.

- *Atlantique sud*

*Pêcheries visant l'espadon* : La discussion portant sur la CPUE standardisée dans le cas de la pêcherie palangrière espagnole visant l'espadon a été brève (SCRS/2002/099) (**Tableau 7 et Figure 8**). Cette analyse incluait seulement les données des bateaux utilisant l'engin traditionnel, évitant ainsi les dernières avancées technologiques. La « variable cible » a été incluse dans la standardisation de la CPUE comme dans l'évaluation de 1999. Toutefois, le problème de l'insuffisance de données pour 1989 (peu de registres, provenant presque tous de la même zone) identifié en 1999 est toujours d'actualité. La pêche espagnole, de par la configuration de l'engin et l'opération de pêche à de faibles profondeurs, est assez différente des pêcheries accessoires du Japon et du Taïpei chinois (palangre de profondeur).

Aucune nouvelle donnée sur les taux de capture de la pêcherie d'espadon brésilienne n'a été présentée à cette réunion. Les données présentées au Groupe en 1999 (SCRS/1999/019) étaient engageantes mais trop brèves pour les inclure dans l'évaluation. Malgré la disponibilité des données pour la pêcherie d'espadon en développement de l'Afrique du sud, les séries temporelles sont toujours trop brèves (4 ans) à l'effet de la standardisation. En outre, on ne dispose pas de données de CPUE pour l'Uruguay, en dépit des séries relativement longues (depuis 1982) de captures significatives (moyenne de 606 t p.a.).

*Pêcheries ne visant pas l'espadon*. Deux documents sur la CPUE standardisée accessoire des pêcheries pélagiques de palangre du Taïpei chinois et du Japon ont été présentés (**Tableau 7, Figure 8**). A l'issue d'un bref débat sur ces deux séries de CPUE, la discussion s'est centrée sur la façon de les combiner en une seule série de CPUE non-dirigée. Les deux analyses utilisaient la stratification zonale adoptée lors de l'évaluation de 1999.

Pêcherie non-dirigée du Taïpei chinois (SCRS/2002/120). La flottille cible principalement le germon, l'albacore et le thon obèse. Les données de Tâche II et des livres de bord regroupées par carré de 5x5 pour 1967-2000 (les données de 2000 sont préliminaires) ont été introduites dans un modèle delta-log normal avec des effets fixes pour la cible (engin), la zone et le bimestre, avec des interactions année\*zone et année\*saison. Les données concernant les bateaux pêchant près de la côte brésilienne (ciblant l'espadon) et ceux ciblant le thon rouge ont été supprimées. La couverture par les livres de bord est faible pour les périodes 1976-1978 et 1988-1992. Pour l'analyse des données sur l'espadon, la prise déclarée d'espadon par la pêcherie palangrière de profondeur est bien plus élevée que celle de la palangre à de faibles profondeurs. La pêche à la palangre de profondeur n'a démarré dans l'Atlantique sud qu'en 1988 et il y a une grande proportion de livres de bord provenant de palangres de profondeur pour 1988-1992. La couverture par les livres de bord limitée est toujours importante pour cette analyse. Il est à noter que la CPUE standardisée a enregistré un sommet dans les années 1990 lorsque la couverture par les livres de bord était faible et qu'il existait quelques pêcheries ciblant l'espadon. En raison du manque d'information sur le nombre moyen d'hameçons par panier, la cible a été définie comme la proportion de germon et de thon obèse dans la prise, exprimée en quartiles pour chaque espèce.

Pêcherie non dirigée du Japon (SCRS/2002/138). Les données non regroupées (opération par opération) des livres de bord de 1967 à 2001 (les données de 2000 et 2001 sont préliminaires) ont été introduites dans un modèle delta-log normal avec des effets aléatoires pour l'engin, la zone et le bimestre, avec une interaction zone\*bimestre. A la fin des années 1970, la flottille japonaise a changé de ciblage : passant de l'albacore et du germon, principalement, au thon obèse et au thon rouge du sud.

En outre, la principale zone d'opération s'est déplacée vers l'est. On s'est demandé si ce modèle prenait pertinemment en considération les changements enregistrés dans la principale espèce ciblée, le lieu de pêche (et donc les conditions océanographiques) et l'engin employé durant cette période, s'agissant notamment d'une pêcherie accessoire.

Séries combinées de CPUE non ciblée. Des débats se sont élevés pour savoir s'il convenait de combiner les séries des deux pêcheries non-dirigées. Elles présentent des tendances conflictuelles sur une grande partie de la période mais affichent aussi toutes deux un déclin des taux de capture à partir de 1995. Par conséquent, les deux séries ne peuvent pas représenter l'abondance totale. Il subsiste, néanmoins, une légère superposition des lieux de pêche entre les deux flottilles. Par ailleurs, les analyses réalisées en 1999 indiquent que les séries de CPUE du Taïpei chinois et du Japon pourraient représenter différentes classes d'âge. Il est donc possible que les séries représentent des éléments distincts de la population et le Groupe a décidé que les deux séries devraient être combinées.

Trois méthodes visant à la combinaison des deux séries de CPUE non ciblée ont été soumises à examen : la moyenne non pondérée, la moyenne pondérée de variance inverse et la moyenne pondérée de capture (**Tableau 8** et **Figure 9**). Les estimations de la variance des modèles à effets aléatoires et fixes n'étant pas strictement comparables, la moyenne pondérée de variance inverse a été rejetée. Une moyenne non-pondérée simple, comme celle utilisée dans l'évaluation du stock de 1999, a été adoptée (**Figure 9**).

*Sélection des indices pour les passages du modèle.* Le Groupe a décidé d'utiliser la série de CPUE ciblée ainsi que la série combinée de CPUE non ciblée dans le cas de base du modèle pour l'Atlantique sud (**Figure 9**). On a proposé de réaliser des passages de sensibilité en utilisant la série de CPUE ciblée uniquement avec la série de CPUE non-ciblée du Taïpei chinois ou du Japon.

### **3.4 Paramètres de population**

Un document sur la croissance par sexe de l'espadon nord-atlantique a été présenté (SCRS/2002/031). Celui-ci offrait des estimations des paramètres de croissance actualisées en combinant les données de taille par âge provenant de rayons épineux du document SCRS/1995/099 et des données de taille par âge de 1990 et de 1996 à 1999 obtenues de nouveaux rayons épineux. Les paramètres de croissance par sexe ont été estimés à l'aide de trois modèles (modèle standard de Von Bertalanffy et deux versions du modèle généralisé). Tous les modèles s'ajustaient correctement aux données. La sélection du modèle selon les critères d'information d'Akaike, les critères d'information bayésiens et les essais de ratio de probabilité ont désigné le modèle généralisé de Chapman comme étant le modèle le plus approprié pour exprimer la croissance chez l'espadon mâle et femelle. L'augmentation de la taille des échantillons a amélioré l'estimation de la taille asymptote chez les mâles. Il est recommandé d'utiliser le modèle de Chapman avec les nouvelles estimations des paramètres dans les futurs ajustements de prise par âge.

Les zones de ponte de l'espadon de l'Atlantique nord ont été actualisées à la suite de l'identification de nouvelles zones d'après l'indice gonadique (GI), les CPUE par sexe et le schéma de sex-ratio chez les femelles (SCRS/2002/078). Les nouvelles zones identifiées se situent entre 10°-15° N et 30°- 40° W. Il a été observé que la reproduction était plus intense dans la partie orientale de la zone échantillonnée car les valeurs moyennes élevées de GI étaient constamment supérieures à la valeur GI définie utilisée comme mesure de reproduction. Par ailleurs, le schéma de sex-ratio présentait une faible proportion de femelles de taille moyenne (170-215 LJFL cm), schéma ayant été attribué à des zones de ponte de l'espadon dans l'Atlantique nord. On ne pourra considérer ces nouvelles zones comme faisant partie du lieu de ponte traditionnel de l'espadon dans l'Atlantique nord qu'en effectuant un échantillonnage continu dans la nouvelle zone définie. Il est recommandé de poursuivre l'échantillonnage pour mieux définir les lieux de ponte de l'espadon, d'utiliser un GI validé pour définir une valeur de reproduction basée sur l'information de reproduction de l'espadon

atlantique et de mettre en œuvre un suivi continu des lieux de ponte traditionnels pour mieux définir l'extension ou la réduction des lieux de ponte connus.

Deux documents ont été présentés sur le sex-ratio par taille de l'espadon dans différents océans : dans les eaux méditerranéennes du Maroc (SCRS/2002/139) et dans des zones du Pacifique oriental (SCRS/2002/079).

Le sex-ratio par taille dans les eaux méditerranéennes au large du Maroc (SCRS/2002/139) indiquait que les spécimens mâles de petite taille (<140 cm LJFL) prédominaient dans les captures, alors que les femelles étaient plus communes et tendaient à prédominer dans les tailles supérieures à 170 cm LJFL. Ce document fournissait également des données de taille.

Le document SCRS/2002/079 présente une variation des schémas de sex-ratio entre deux zones du Pacifique oriental qui pourrait être utile pour comparer les schémas de sex-ratio entre les océans. Les résultats indiquent que les différents schémas de sex-ratio sont observés entre le Pacifique nord-est et sud-est avec des schémas similaires à ceux observés entre certaines zones de l'Atlantique. Les schémas de sex-ratio observés présentent également des variations temporelles entre les zones mais aucun schéma ne présente le schéma typique des lieux de ponte observé dans l'océan Atlantique. Le document compare également plusieurs définitions de l'indice gonadique par divers auteurs à l'aide d'un ensemble de 3.000 échantillons d'espadon du Pacifique est environ. Les seuils de reproduction définis par ces divers auteurs ne concordent pas très bien. Ce document met en garde contre les résultats étant donné que la taille de l'échantillon utilisée par les différents auteurs n'est pas suffisamment adéquate ou représentative aux fins d'une conclusion solide sur les schémas de sex-ratio observés chez l'espadon du Pacifique oriental.

### **3.5 Modèles de production des stocks**

#### **3.5.1 Méthodes**

En appliquant des modèles de production à l'espadon de l'Atlantique nord, le Groupe a utilisé le même modèle dynamique ASPIC (de non-équilibre) que le SCRS avait déjà adopté pour plusieurs espèces, dont l'espadon. Les données utilisées dans le modèle de production ASPIC et dans les passages de sensibilité étaient les prises déclarées totales pour l'Atlantique nord de 1950 à 2001, y compris les rejets de poissons morts (**Tableau 1**) et l'indice de biomasse de CPUE présenté dans le document SCRS/2002/116 (voir le point 3.3, **Tableau 4** et **Figure 5**). Le modèle a été formulé comme dans les évaluations de 1994, 1996 et 1999, avec la biomasse (initiale) de 1950 limitée de sorte à égaliser  $1.75 * B_{MPE}$  (équivalant à  $0.875 * K$ ). Lors des évaluations précédentes, de nombreuses analyses de sensibilité avaient été réalisées pour évaluer la sensibilité à ce facteur parmi d'autres. Ces essais ont indiqué que les résultats de l'évaluation n'étaient pas affectés par ce postulat.

Indépendamment de l'utilisation de l'ASPIC pour mener une analyse de la composition du stock de l'espadon nord-atlantique, des analyses semblables ont été réalisées pour l'Atlantique sud. Contrairement à l'analyse du cas de base de 1999, l'analyse de 2002 incluait les données de CPUE de 1989 de l'Espagne. Le Groupe a décidé de structurer le modèle de sorte à comprendre deux pêcheries, comme cela avait été effectué lors de la dernière évaluation du stock, l'une représentant les flottilles ayant un modèle de sélectivité supposé être semblable à l'effort dirigé sur l'espadon de la flottille espagnole, et l'autre représentant les flottilles ayant un modèle de sélectivité différent, semblable à la flottille du Japon et à certaines parties de celle du Taïpei chinois pendant certaines années. Le Groupe a divisé les captures déclarées pour l'Atlantique sud en se fondant sur les connaissances générales sur les pêcheries et les zones de pêche dans l'Atlantique sud. C'est ainsi que deux pêcheries ont été modélisées. Les données de prises (1957-2001) et d'indices de biomasse appliquées dans cette formulation de modèle sont indiquées au **Tableau 9**. Le Groupe a classé les prises de CE-Espagne, du Brésil, du Portugal, et de l'Uruguay comme des prises de la pêcherie dirigée, et les prises des autres pays dans l'Atlantique sud comme des prises de la pêcherie non dirigée aux fins de l'analyse ASPIC.

Comme passage du cas de base ASPIC, le Groupe a décidé d'utiliser l'indice espagnol pour la pêcherie dirigée ainsi que l'indice combiné du Taïpei chinois et du Japon. Le Groupe a également décidé de faire divers passages ASPIC, comme analyse de sensibilité, en employant un seul indice de CE-Espagne ou de pays combinés plutôt que d'utiliser deux indices, et de modifier l'indice de la pêcherie non dirigée du Taïpei chinois ou du Japon plutôt que l'indice combiné de pays étant donné les incertitudes dans l'indice provenant des pêcheries non dirigées tel que l'indique le point 3.3. Le modèle a été formulé pour assumer que la biomasse initiale était égale à la capacité maximale au début de 1957 ( $K=2*B_{PME}$  dans cette formulation). Tous les passages ASPIC ont été réalisés avec la contrainte sous forme de ratio de biomasse en 1957 (B-ratio1) égale à la capacité maximale (K), et le taux de croissance intrinsèque ( $r$ ) de contrainte allant de 0,05 à 5,0, dans ASPIC version 3.82 (répertorié par le Secrétariat de l'ICCAT) hormis pour la sensibilité 5.

Comme pour ses autres analyses de sensibilité, le Groupe a également appliqué l'approche statistique bayésienne pour évaluer les stocks avec une fonction de production excédentaire décrite dans le document SCRS/1999/085. Ces modèles étaient des modèles temporels hétérogènes présentant des ponctions au début de chaque année. Les modèles ont été ajustés à la moyenne de la biomasse du stock au début et à la fin de la saison de sorte à faciliter la comparaison des résultats avec les passages du modèle ASPIC appliquant un taux de mortalité continu par pêche durant toute l'année. La distribution a priori pour le paramètre  $r$  issue du document SCRS/1999/085 a été utilisée comme étant la distribution à priori de référence pour le stock du nord avec une valeur médiane pour  $r$  de 0.42. Pour le stock sud, la valeur médiane pour  $r$  était 0.405. Les CV à priori pour  $r$  étaient de 0.49 pour le stock nord et de 0.44 pour le stock sud. La distribution à priori pour la biomasse initiale dans les passages des stocks du nord et du sud avait les mêmes valeurs moyennes que celles postulées dans les passages de l'ASPIC de référence, et un CV de 0.25. Les mêmes données de capture et de taux de capture de référence pour les stocks nord et sud ont été utilisées dans les estimations bayésiennes telles qu'elles ont été appliquées dans les passages ASPIC.

Le Groupe a fait remarquer que les modèles de production de biomasse regroupée supposaient que les indices de CPUE représentaient l'abondance combinée pour toutes les classes d'âge et ne pouvaient pas montrer d'effets structurés par âge qui pourraient être importants. Il a été suggéré que les différences de sélectivité entre les pêcheries dirigées et celles pratiquant les prises accessoires pourraient prendre en compte les différentes tendances observées dans les séries de CPUE correspondantes (il est possible que les diverses séries de CPUE suivent les tendances de l'abondance des différents groupes d'âge, lesquels ne sont pas nécessairement identiques). C'est pour cette raison qu'un modèle de production structuré par âge a été utilisé comme analyse de sensibilité afin de tenir compte des différences de sélectivité. Il faut souligner que les modèles de production structurés par âge et les modèles de production de biomasse regroupée partent du principe que les séries de CPUE d'entrée sont proportionnelles à l'abondance avec un certain degré de variation aléatoire et que ces deux modèles peuvent donner des résultats erronés lors de la violation de ce postulat. La différence réside dans le fait que l'approche structurée par âge peut modéliser des cas où les différents indices de CPUE représentent des classes d'âge avec des tendances de l'abondance différentes.

Le modèle de production structuré par âge simple expérimenté par le Groupe (Rapport détaillé de 1999) obligeait de spécifier comme des entrées connues les vecteurs de sélectivité pour chaque pêcherie. Sachant que les études de sélectivité détaillées n'étaient pas disponibles, le Groupe a décidé d'utiliser les estimations *ad hoc* issues de l'évaluation de 1999 (voir le Tableau 10 du Rapport détaillé de 1999). Étant donné que les estimations de capturabilité de l'ASPM sont liées aux sélectivités d'entrée, l'indice du Taïpei chinois (SCRS/2002/120) a été entré comme deux séries distinctes pour les périodes 1968-1988 et 1989-2000. Les indices du Japon (1975-2001, SCRS/2002/138) et de CE-Espagne (1990-2000, SCRS/2002/99) retenaient les mêmes sélectivités pour toutes les années. La série de captures débutant en 1957 incluait ces pêcheries ainsi qu'une pêcherie "Autre" comprenant le reste des débarquements totaux. Les indices de l'abondance étaient considérés comme faisant l'objet d'une distribution log-normale avec des CV identiques (pondération égale). Le recrutement était supposé suivre une relation stock/recrutement déterministe de Ricker.

### 3.5.2 Résultats

#### - Atlantique nord

Les résultats du cas de base de l'Atlantique nord, considérés par le Groupe comme étant les meilleures estimations, sont présentés au **Tableau 10** et à la **Figure 10**. S'agissant d'une analyse de sensibilité, le Groupe a examiné les résultats du modèle de production ajusté aux données de prises et de séries temporelles de CPUE divisées entre une première période 1963-1970 et une deuxième période 1974-2001 afin d'évaluer le changement potentiel pouvant affecter l'évaluation suite aux possibles changements de la capturabilité entre ces deux périodes (**Figure 11**). L'effet rétrospectif de l'inclusion de données actualisées et révisées dans l'analyse est présenté à la **Figure 12**. L'ajout de données récentes de prises et de CPUE de 1999 à 2001 a cependant modifié légèrement la perspective actuelle de l'état du stock au début 1996. Ceci dit, cette comparaison ne permet pas d'affirmer que les futures évaluations qui utiliseraient des données révisées et actualisées fourniront une évaluation plus ou moins optimiste de l'état du stock en 1996 ou 1998, car celle-ci dépendra de la performance de la pêcherie et des mesures de gestion en vigueur.

Dans l'évaluation bayésienne des stocks, les résultats sont traditionnellement résumés sous forme de distributions de probabilité pour des quantités importantes telles que la PME. Pour des raisons de brièveté, les valeurs moyennes a posteriori et les CV a posteriori de différentes quantités ont été calculées pour le stock nord et sud et sont montrées au **Tableau 11**. Des distributions a posteriori, la trajectoire de la biomasse estimée et les valeurs résiduelles sont représentées à la **Figure 13**. Dans les distributions de probabilité a priori de référence, l'estimation a posteriori pour  $r$  était de 0.41 (CV=31%), soit légèrement inférieure à la distribution a priori. Lorsqu'une distribution a priori non-informative a été utilisée pour  $r$ , l'estimation a posteriori était de 0.49 (CV = 38%), soit légèrement supérieure à la distribution a priori informative avec une queue légèrement plus longue. Ceci suggère que le modèle de production ajusté aux données du taux de capture donnait une estimation de  $r$  relativement cohérente. L'estimation de référence pour la PME était 14.000 (CV = 6%), ce qui ne différait pas beaucoup du cas avec les distributions planes a priori. L'estimation du cas de base de  $B_{2002}/B_{PME}$  était 0.97 (CV = 18%). Les estimations de  $B_{PME}$ , de  $r$  et d'autres paramètres concordaient avec le résultat du modèle bayésien de l'évaluation de 1999 et avec les résultats du passage du cas de base ASPIC de 2002 (**Figure 14**).

#### - Atlantique sud

Les résultats des passages du cas de base et de sensibilité ASPIC sont présentés au **Tableau 12**. Les estimations n'ont pas été obtenues du cas de base et de la sensibilité 3 étant donné qu'une relation négative a été détectée entre les deux indices. Les sensibilités 2 et 5 n'ont pas donné de résultats offrant une bonne convergence, les estimations de  $r$  ( $r = 0.05$ ) étant à la limite de contrainte de  $r$ , ce qui indique qu'une valeur  $r$  bien inférieure devrait être estimée si la contrainte était supprimée et que le résultat de ces sensibilités n'était pas réaliste. Il convient de noter que dans l'Atlantique nord, les estimations de  $r$  étaient plus élevées. Il se peut que la principale raison de ces mauvais résultats se trouve dans la relation négative entre l'indice pour le Taïpei chinois et les indices pour les autres pays (CE-Espagne, Japon et indice combiné du Taïpei chinois et du Japon) (**Figure 15**). Les résultats des sensibilités 1 et 4 étaient, respectivement, très optimistes et pessimistes si on les compare avec les résultats de l'évaluation de 1999.

Les trajectoires des indices de biomasse estimés et de biomasse observés pour les pêcheries dirigées et non-dirigées sont illustrées à la **Figure 16**. Tous les indices de biomasse estimés se sont aplanis durant cette période, excepté l'indice japonais dans la sensibilité 4. L'indice estimé suivait toutefois, en partie, l'indice observé dans les années 1990 pour l'indice japonais dans la sensibilité 4. Les indices de biomasse estimés diminuaient de forme constante dans les années 1990 dans tous les passages de sensibilité, excepté dans la sensibilité 1, et augmentaient à la fin des années 1990 dans la

sensibilité 1. Les différences relevées dans les indices estimés entre les passages de sensibilité reflètent la diversité des estimations telles que  $r$  et  $K$ . Il se peut toutefois que le simple modèle de production ne puisse pas suivre la tendance plus ou moins croissante de l'indice de biomasse des pêcheries non-dirigées durant cette période, étant donné que cette tendance plus ou moins croissante de l'indice de biomasse se produisait alors que les prises augmentaient également de façon progressive pendant cette période. Cette difficulté d'ajustement suggère également l'incertitude de l'indice de biomasse obtenu dans les pêcheries non-dirigées. Les trajectoires du B-ratio (ratio de la biomasse par rapport à la biomasse à la PME) et du F-ratio (ratio de la mortalité par pêche par rapport à la mortalité par pêche à la PME) pour chaque passage de sensibilité sont présentées à la **Figure 17**. Le B-ratio a continué à diminuer de façon progressive jusqu'à la fin des années 1980, tendance qui s'est accrue dans les années 1990 pour tous les passages de sensibilité, excepté pour la sensibilité 1, pour laquelle le B-ratio a augmenté à la fin des années 1990. Le F-ratio a rapidement augmenté après les années 1980 mais a arrêté sa progression à la fin des années 1990 dans tous les passages de sensibilité, excepté pour la sensibilité 1, ce qui coïncide avec la tendance de l'indice de biomasse espagnol. C'est pour cette raison qu'il existe une incertitude dans la tendance de la biomasse à la fin des années 1990. Les comparaisons entre les séries de CPUE ciblée et non-ciblée étaient sensibles au point de données de 1989 pour la série de CPUE ciblée. L'inclusion du point de données a généré la relation négative mentionnée ci-dessus. L'exclusion du point de données de 1989 a permis l'exécution du modèle.

Le Groupe a considéré que les différences dans les estimations entre les sensibilités proviennent principalement des écarts existants dans la tendance de l'indice des pêcheries non-dirigées, et qu'il subsiste de grandes incertitudes dans les résultats de l'analyse ASPIC pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud.

Le modèle de production excédentaire bayésien a également été appliqué au stock sud, pour l'indice ciblé vers l'espadon, l'indice non-ciblé, et les deux indices conjointement. Pour chaque jeu d'indices, le modèle a été exécuté à la fois avec une distribution a priori informative pour  $r$  et une distribution a priori non-informative pour  $r$ . Le **Tableau 11b** présente les moyennes et les CV des paramètres des modèles. Avec une distribution a priori non-informative pour  $r$ , le modèle bayésien ne convergait pas si l'indice non-ciblé était inclus. Avec l'indice ciblé uniquement, le modèle convergait mais l'estimation du CV était très élevée pour  $r$  ( $CV > 1.0$ ). Cela implique que les données ne sont pas informatives en termes de productivité du stock. Avec une distribution a priori informative pour  $r$ , le modèle renvoyait une distribution de  $r$  très similaire à la distribution a priori (**Figure 18**). Avec la distribution a priori informative, les modèles estimaient que la PME se situait entre 22.000 et 27.000 t et que le stock dépassait  $B_{PME}$ .

Les résultats de l'analyse ASPM sont récapitulés à la **Figure 19**. Le modèle permet un ajustement satisfaisant à l'indice de CPUE japonais mais un ajustement médiocre aux indices du Taïpei chinois et de CE-Espagne (**Figure 19**), ce qui donne à penser que les différentes tendances de CPUE ne peuvent pas être simplement attribuées aux différences de sélectivité. Le modèle réconcilie seulement la tendance plane de l'indice espagnol et le déclin abrupt des indices du Taïpei chinois en choisissant une tendance se situant entre les deux. Dans la mesure où la tendance de l'indice japonais se situe aussi entre l'indice espagnol et celui du Taïpei chinois, l'ajustement du modèle est correctement réalisable. Toutefois, il est possible que les sélectivités ne soient pas bien estimées et que l'ajustement des indices de CPUE soit meilleur si on connaissait les véritables sélectivités.

La biomasse estimée des poissons adultes décline rapidement après 1980, chutant à moins de la moitié de  $B_{PME}$  vers l'an 2000 (**Figure 19**). De même, le taux de mortalité par pêche estimé augmente à plus du double de  $F_{PME}$  (**Figure 19**). La PME est estimée à 12.140 t.

Les passages du modèle ASPM étaient considérés préliminaires en raison de l'incertitude des données de capture et de CPUE discutée ci-dessus, de la méthode *ad hoc* d'estimation de la sélectivité, du manque d'information sur la nature de la relation géniteur-recrue et d'autres paramètres biologiques. On a donc conclu qu'il s'agissait d'une analyse de sensibilité et le Groupe a décidé que



les projections n'étaient pas nécessaires. Le Groupe continue de penser que des modèles structurés par âge devraient néanmoins être développés pour le sud, afin de prendre en considération certains schémas de sélectivité distincts dans différentes pêcheries.

### 3.6 Résultats d'autres modèles d'évaluation

#### - Analyses des populations virtuelles

*Méthodes* : Des analyses de populations virtuelles ont été menées sous le postulat du stock de l'Atlantique nord à l'aide du programme VPA-2BOX (voir le catalogue ICCAT). Les données de prise par âge ont été calculées pour 1978-2000 d'après la prise par taille en utilisant l'équation de croissance unisexe de Gompertz (voir le **Tableau 2**). Seuls 5 groupes d'âge (âge 1 à 5+) ont été utilisés en raison de l'impossibilité de déterminer de manière fiable l'âge des poissons mâles de plus de 5 ans. La VPA a été calibrée à l'aide de 17 indices de taux de capture spécifiques de l'âge, sexes combinés (**Tableau 6**, **Figure 7**) développés pour le Canada (âges 2-5+), le Japon (âges 3-5+), CE-Espagne (âges 1-5+) et les Etats-Unis (âges 1-5+). Ces indices étaient supposés avoir une distribution log-normale avec des coefficients de variation identiques (pondérés de façon égale). Le taux de mortalité naturelle était fixé à  $0,2 \text{ an}^{-1}$ . Le taux de mortalité par pêche de la dernière année était estimé pour tous les âges, sauf le dernier (qui est modélisé par le F-ratio). Le F-ratio (ratio du taux de mortalité par pêche de l'âge le plus avancé et de l'âge plus jeune le plus proche) a été estimé pour deux blocs d'années (1978-1982 et 1983-1987) et établi à 1.0 pour les années restantes, comme cela avait été fait dans l'évaluation antérieure afin de tenir compte d'éventuelles modifications lors du passage de la pêche côtière à la pêche océanique. Un passage de sensibilité a été mené dans lequel le F-ratio pour la dernière période était estimé et non établi, mais l'estimation résultante n'était pas différente de 1 d'un point de vue statistique.

Afin d'évaluer la variabilité de l'ajustement des indices à la prise par âge à travers le modèle VPA, une analyse de bootstrapping a été réalisée, dans laquelle les écarts entre les points de données d'indice transformés au moyen du logarithme et leurs prévisions ont été sélectionnés de manière aléatoire pour générer 500 jeux de nouveaux points d'indice. La VPA a ensuite été appliquée à chacun des 500 nouveaux jeux de données et les valeurs médianes avec leurs intervalles de confiance de 80% ont été calculées.

*Résultats*. Les estimations de l'abondance, de la mortalité par pêche et de la biomasse par âge du cas de base figurent respectivement aux **Tableaux 13-15**. Les estimations du recrutement (âge 1) fluctuent généralement entre 400.000 et 700.000 poissons jusqu'en 1997, année ayant enregistré un niveau se situant entre 800.000 et 1.000.000 (**Figure 20**). Les estimations du recrutement récent, postérieures à 1997, sont toutefois très incertaines. Les estimations de l'abondance d'âge 2 suivent un schéma similaire à celui présenté par l'âge 1 avec un décalage d'une année (**Figure 21**). Les estimations de la biomasse reproductrice (âge 5+) indiquent une forte tendance à la baisse avec une tendance ascendante en 1999 et 2000. Les taux de mortalité par pêche estimés pour tous les âges sont assez variables mais présentent une tendance ascendante jusqu'en 1996 puis chutent brutalement (**Figure 21**).

La **Figure 22** montre les ajustements VPA aux indices d'abondance. En général, les résultats VPA semblent calculer de façon adéquate la variation moyenne des indices (étant donné le contraste relativement faible de chaque série temporelle de CPUE). Les estimations médianes de l'analyse par bootstrap se sont avérées très semblables aux prévisions initiales de probabilité maximale ; le modèle de sortie ne semble donc pas être gravement biaisé en ce qui concerne les données. Il est important de noter, cependant, que les analyses par bootstrap rendent seulement compte de l'imprécision des indices d'abondance et non des incertitudes qui existent dans le taux de mortalité naturelle, la non-déclaration des prises et d'autres biais éventuels.

### 3.7 Production par recrue et géniteurs par recrue

Les calculs de la production par recrue et de la biomasse reproductrice par recrue ont été réalisés en utilisant PRO-2BOX (voir le catalogue ICCAT). Les analyses par recrue et de projection ont utilisé les mêmes entrées de façon à ce que les avis de gestion de chacune soient les plus cohérents possible. Des vecteurs de sélectivité ont été dérivés des VPA du cas de base en faisant la moyenne géométrique des taux de mortalité par pêche des trois dernières années. La moyenne géométrique des taux de mortalité par pêche a ensuite été normalisée en divisant tous les âges par la valeur la plus élevée. Le poids par âge a été dérivé de la prise par âge pour les âges 1-4 et de la courbe de croissance et l'âge moyen du groupe plus pour l'âge 5+ (comme décrit dans la documentation pour PRO-2BOX).

Le taux de mortalité par pêche auquel la production par recrue a été maximisée ( $F_{max}$ ) a été 0.29 et  $F_{0.1}$  était 0.15 (**Tableau 16**). Un taux de mortalité par pêche de 0.15 est estimé donner un niveau SPR de 30% (**Tableau 16**).

### 3.8 Projections et scénarios de rétablissement

#### 3.8.1 Atlantique nord

Les passages du modèle d'évaluation du stock pour la population d'espadon de l'Atlantique nord indiquent que la biomasse actuelle estimée se situe en deçà du niveau de la PME. Toutefois, depuis l'évaluation de 1999, le taux de mortalité par pêche actuel estimé ( $F$ ) a chuté en deçà de  $F_{PME}$ . Afin d'évaluer la sensibilité des résultats de la projection par rapport au modèle d'évaluation du stock, des projections de formulation et de postulats ont été faites avec quelques modèles d'évaluation de stock différents : cas de base du modèle ASPIC (version 3.82), modèle de production excédentaire bayésien et modèle ADAPT VPA unisexe, ces derniers exécutés lors de l'évaluation de 1999. Dans tous ces modèles, la population a été projetée sept ans dans le temps (jusqu'en 2009), avec pour postulat les politiques de ponction définies ci-dessous. L'année 2009 est la 10<sup>ème</sup> année de la période rétablissement en 10 ans pour l'espadon de l'Atlantique nord, définie par la Commission en 1999.

Pour toutes les projections, la prise de 2002 était supposée être égale à la prise maximale autorisée de 10.400 t établie pour 2002. Des politiques de ponction constante avec des prises (rejets compris) de 9.000 t, 10.000 t, 11.000 t, 12.000 t, 13.000 t, 14.000 t et 15.000 t ont été menées. Les valeurs supérieures à ces quantités n'ont pas été prises en compte étant donné que la PME pour le stock de l'Atlantique nord était estimée à environ 14.300 t dans le passage du modèle de production excédentaire du cas de base.

#### - Modèles de production (ASPIC 3.82)

Des projections de la population par bootstrap ont été exécutées au moyen du cas de base du modèle ASPIC (voir le point 3.e). La **Figure 23** indique les trajectoires d'abondance médianes. Les ponctions totales inférieures ou égales à 14.000 t entraînent la hausse de la trajectoire d'abondance médiane, tandis que les politiques de ponction constante supérieures à 14.000 t provoquent la baisse de la trajectoire médiane et le dépassement du niveau de  $F_{PME}$  par la valeur de  $F$  pour chaque future année. La **Figure 23** présente aussi des intervalles de probabilité de 80% pour chaque trajectoire d'abondance ; conformément aux prévisions, ceux-ci s'élargissent progressivement tous les ans, montrant ainsi une incertitude croissante dans les trajectoires de population projetées pour chaque future année. La valeur médiane présentait des augmentations pour les politiques de ponction constante inférieures ou égales à 14.000 t. Cependant, la limite inférieure (10<sup>ème</sup> centile) de la trajectoire d'abondance diminuait pour les politiques de ponction constante se situant entre 11.000 et 12.000 t ou au-delà. Par conséquent, pour les politiques de ponction constante supérieures à 11.000 t, il y avait plus de 10% de chance que la politique de ponction provoque une baisse de l'abondance. Ces résultats sont récapitulés à la **Figure 24** laquelle présente un diagramme de courbes de probabilité d'obtenir des valeurs particulières pour  $B/B_{PME}$  pour chaque option de ponction constante.

Les 10<sup>ème</sup>, 25<sup>ème</sup>, 50<sup>ème</sup>, 75<sup>ème</sup>, et 90<sup>ème</sup> centiles pour  $B/B_{PME}$  pour chaque année, de 2002 à 2010, sont présentés au **Tableau 17**. Ce tableau montre, comme mentionné ci-dessus, que les politiques de ponction constante supérieures ou égales à 12.000 t ont plus de 10% de chance de provoquer des diminutions de l'abondance.

La Commission a souhaité examiner des scénarios de rétablissement susceptibles de permettre un rétablissement d'au moins 50% aux niveaux de la PME avant 2009. En vertu du modèle ASPIC de référence, une politique de ponction constante de 14.000 t mise en place à partir de 2003 aurait 50% de chance d'atteindre un niveau de biomasse d'au moins 106% de  $B_{PME}$  avant 2009 (**Tableau 17**). Une politique de ponction constante de 13.000 t aurait 50% de chance d'obtenir un niveau de biomasse d'au moins 107% de  $B_{PME}$  avant 2005. Une politique de ponction constante de 12.000 t aurait 50% de chance d'atteindre un niveau de biomasse d'au moins 107% de  $B_{PME}$  avant 2004.

#### *- Modèle de production excédentaire bayésien*

Une analyse de décision bayésienne (SCRS/1999/085) a été réalisée avec la production excédentaire bayésienne appliquée lors de l'évaluation du stock de 1999 en utilisant la même distribution à priori informative pour le taux intrinsèque d'accroissement ( $r$ ) et les distributions à priori pour les autres paramètres du modèle que lors de l'évaluation de 1999. On a effectué des projections avec les mêmes politiques de ponction que celles appliquées dans les passages ASPIC pour un horizon temporel finalisant en 2009. La **Figure 25** montre les trajectoires médianes de la biomasse avec des intervalles de probabilité de 80% pour chaque politique de ponction constante et le **Tableau 18** présente des statistiques récapitulatives de ces projections. Ces passages étaient légèrement moins optimistes que le passage du cas de base ASPIC. Les politiques de ponction constante inférieures ou égales à 13.000 t provoquaient la hausse des trajectoires médianes. Une ponction constante de 13.000 t permettait d'obtenir avec une probabilité de 50% une biomasse légèrement supérieure à  $B_{PME}$  avant 2009, ce qui signifie qu'il y a 53% de chance que  $B_{2009}$  soit supérieure à  $B_{PME}$ . Cependant, la valeur médiane à posteriori pour  $B_{2009}/B_{PME}$  était inférieure à 1 (soit 0.98) indiquant un biais négatif de la distribution des futures valeurs de la biomasse. Il n'y avait, par ailleurs, que 67% de chance que  $B_{2009}$  soit supérieure à  $B_{2002}$  et seulement 8% de chance que  $F_{2009}$  soit inférieure à  $F_{2002}$ . En revanche, avec une ponction constante de 12.000 t, la biomasse médiane a posteriori était supérieure à  $B_{PME}$ , c'est-à-dire à 1.08 de  $B_{PME}$ , il y avait 87% de chance que  $B_{2009}$  soit supérieure à  $B_{2002}$  et 53% de chance que  $F_{2009}$  soit inférieure à  $F_{2002}$ .

Les passages bayésiens étaient légèrement moins optimistes que les passages du cas de base ASPIC en raison de la pdf de distribution à priori informative pour  $r$  utilisée dans l'évaluation bayésienne qui avait une valeur médiane de 0.41. La moyenne a posteriori résultante pour  $r$  était de 0.41, valeur légèrement inférieure à celle obtenue dans l'évaluation ASPIC (environ 0.54). Cette valeur de  $r$  obtenue dans les passages bayésiens a généré, pour chaque politique de ponction constante évaluée, un taux d'accroissement de l'abondance légèrement inférieur à celui des projections ASPIC.

Afin d'évaluer l'influence de la distribution à priori informative pour  $r$  sur les projections, une seconde analyse de décision bayésienne a été réalisée en utilisant une distribution à priori non informative pour  $r$ . Avec cette distribution à priori non-informative pour  $r$ , la valeur médiane a posteriori pour  $r$  était 0.49, valeur se rapprochant davantage de celle obtenue par le passage du cas de base ASPIC ; en conséquence, des résultats de projection plus similaires sont attendus. Les moyennes et les intervalles de probabilité de 80% pour les trajectoires sont représentés à la **Figure 26**. Les statistiques récapitulatives pour les projections de la ponction sont présentées au **Tableau 19**. Les résultats des projections obtenus étaient pratiquement identiques à ceux obtenus par le passage du cas de base ASPIC. Tout comme avec les passages du cas de base ASPIC, les politiques de ponction constante inférieures ou égales à 14.000 t pourraient générer une biomasse dépassant  $B_{PME}$  avant 2009 avec une probabilité d'au moins 50%.

- VPA

Des projections par bootstrap ont été réalisées au moyen des résultats de la VPA unisexe du cas de base. La sélectivité future a été calculée à partir de la moyenne géométrique des estimations du taux de mortalité par pêche de 1998-2000. On a supposé que les poids de chaque âge autre que le groupe plus égalaien les poids moyens de la prise observée en 2000 (ce qui concorde avec les analyses de production par recrue). Le poids moyen du groupe plus a été calculé à partir de l'âge moyen du groupe plus en se servant de la courbe de croissance unisexe. L'âge moyen du groupe plus en 2000 a été déduit du poids par âge observé en inversant la courbe de croissance (voir la documentation de PRO-2BOX). La prise observée de 2001 (9.797 t) et le TAC de 2002 (10.400 t) ont été utilisés pour les deux premières années des projections. Ensuite, la prise future a été établie à celle de l'un des scénarios de ponction constante définis ci-dessus pour les modèles de production. Les recrutements futurs (âge 1) ont été calculés aléatoirement à partir des valeurs estimées de 1978-1999 (scénario de recrutement « moyen ») ou des valeurs estimées de 1997-1999 (scénario de recrutement « récent »). Etant donné que le recrutement de 2000 n'a pas été correctement estimé par les modèles VPA, le recrutement de 2000 a été remplacé, lui-aussi, par un calcul aléatoire.

Toutes les projections (recrutements « moyen » et « récent ») indiquent un accroissement à court terme de la trajectoire médiane de la biomasse du stock reproducteur d'environ la moitié de  $SSB_{30\%}$  en 2001 à plus de  $SSB_{30\%}$  avant 2003 (**Figures 27, 28**), même pour un TAC de 15.000 t (principalement en raison des estimations récentes d'un fort recrutement). Les trajectoires médianes continuent à augmenter en 2009 pour tous les cas, sauf pour la projection de 15.000 t avec un recrutement moyen, auquel cas la trajectoire entreprend un faible déclin après 2005.

Le Groupe a noté que les tendances de la biomasse prévues par VPA, notamment dans un scénario de recrutement moyen, concordaient avec les projections du modèle de production excédentaire, ce qui confirme que les modèles de production excédentaire modèlent convenablement la dynamique de population de l'espadon nord Atlantique malgré les changements ayant affecté le recrutement dans les séries temporelles. Toutefois, la tendance apparente des séries temporelles de recrutement inspire toujours des inquiétudes à l'heure d'interpréter les projections. Si les recrutements futurs demeurent au niveau élevé observé depuis la fin des années 1990, alors la biomasse qui permettrait d'atteindre la production maximale équilibrée serait supérieure aux actuelles estimations du modèle de production, ce qui signifierait probablement que les projections du modèle de production seraient trop optimistes quant à la probabilité d'atteindre la  $B_{ME}$  cible. Inversement, si les recrutements diminuaient une nouvelle fois pour atteindre les niveaux enregistrés dans les années 1980 et au début des années 1990, les projections de VPA pourraient bien surestimer le taux d'accroissement de la population, même dans un scénario de recrutement moyen. Le Groupe a également signalé que les changements dans les réglementations (concernant la capture des petits poissons) pourraient avoir des répercussions sur les séries temporelles de CPUE. De par la nature incertaine de ces répercussions, il a décidé de ne pas les prendre en compte dans l'évaluation du stock.

### 3.8.2 *Atlantique sud*

Etant donné les incohérences enregistrées dans les tendances des séries temporelles de CPUE commerciales pour les flottilles de pêche dirigée et non-dirigée dans l'Atlantique sud, le Groupe se montre méfiant face aux entrées de la tendance de l'abondance pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique sud et il a été décidé de ne pas réaliser de projections pluriannuelles pour le stock d'espadon de l'Atlantique sud.

### 3.8.3 *Résumé des résultats des passages des projections*

Les projections réalisées dans cette évaluation indiquent que pour le stock de l'Atlantique nord, une ponction constante pouvant atteindre 14.000 t permettrait d'atteindre le plan de rétablissement et est bien plus élevée que celle considérée comme permettant le rétablissement dans l'évaluation de

1999. Ces résultats et le rétablissement récent de l'abondance du stock du nord, apparemment rapide, proviennent de la forte hausse du recrutement ces dernières années, d'une ponction moins importante et probablement des réglementations mises en place en vue de protéger les juvéniles. Les recrutements estimés les plus récents sont élevés mais également forts incertains. On ne pourra vérifier avec certitude la soutenabilité de prises plus élevées que les prises actuelles qu'en recueillant de meilleures informations sur les recrutements récents et futurs ces prochaines années. En résumé, il semblerait que l'augmentation de la ponction d'espadon de l'Atlantique nord soit possible mais il incombe à la Commission d'en déterminer l'ampleur en fonction du degré de rétablissement souhaité (voir les **Figures 23, 24**).

#### **4 Facteurs environnementaux**

Des documents antérieurs présentés au SCRS mettaient en évidence que les faibles valeurs NAO d'hiver (Indice de l'Oscillation Nord-Atlantique d'hiver) (proches de zéro ou négatives) observées coïncidaient avec des niveaux de recrutement d'espadon relativement élevés, définis d'après les taux de capture standardisés d'âge 1 (CPUE1) durant une période limitée avec les données des pêcheries disponibles. Les fortes fluctuations annuelles de l'indice NAO d'hiver peuvent être incluses dans les fluctuations cycliques à long et à moyen terme (multi-décennies). Certaines hypothèses ont été soumises dans des documents antérieurs présentés au SCRS afin de tenter d'expliquer cette possible relation entre l'indice NAO d'hiver et les niveaux de recrutement (R) ainsi que l'impact potentiel de cette relation sur les tendances de la biomasse du stock sur des cycles multi-décennies (SCRS/98/111, SCRS/99/057, SCRS/2000/099, SCRS/2001/038).

Après une récente période de valeurs NAO généralement très positives, l'indice NAO de 1996 et de 1997 pourrait indiquer un éventuel changement du cycle NAO (Halpert et Bell, 1997, cités dans SCRS/2002/105) même si des valeurs positives sont également attendues dans ce nouveau cycle. L'une des conséquences les plus spectaculaires de la très faible valeur NAO de 1996 a été la ré-organisation à grande échelle des schémas de circulation océaniques dans l'Atlantique nord-ouest par rapport aux années suivantes (Anonyme, 2001).

La position latitudinale dans le passage du Gulf Stream, au moins durant ces trois ou quatre dernières décennies, était en corrélation avec l'indice d'Oscillation Nord Atlantique d'hiver (NAO d'hiver) (Hurrell, 1995), de telle sorte que la NAO explique environ 60% de la variance observée dans la position de ce courant durant cette période (**Figure 29**). Les valeurs élevées présentées par l'indice NAO d'hiver supporteraient la définition du courant plus au nord, un ou deux ans plus tard (Taylor et Stephens, 1998 ; Joyce et al., 2000 ; Frankignoul et al., 2001). Durant ces dernières décennies, des changements majeurs ont été observés dans le courant du Gulf Stream, notamment au début des années 1970, devenant plus prononcés à la fin des années 1980 en raison de l'augmentation – exceptionnelle en fait – des valeurs NAO, par rapport aux périodes précédentes. Ainsi, le courant du Gulf Stream s'est fortement déplacé vers le nord ces dernières années de telle façon qu'il s'agit là du premier déplacement de cette envergure enregistré ces 45 dernières années (Frankignoul et al., 2001).

Ce déplacement latitudinal de l'indice GSNW (« Gulf Stream NW ») a été associé aux changements de température et à l'abondance de zooplancton dans diverses régions y compris dans des zones situées à une distance considérable de l'Atlantique nord-est (Taylor, 1995 ; Taylor et Stephens, 1980). Plusieurs auteurs (Willis et al, 1995 ; Taylor, 1996) ont suggéré que cela pourrait être lié aux effets climatiques locaux. Par ailleurs, les fluctuations de l'indice GSNW sont en corrélation, dans une certaine mesure, avec les valeurs, trouvées deux ans plus tôt, d'une mesure des variations ENSO dans l'Océan Pacifique (Taylor et al., 1998).

Le document SCRS/2002/105 donne un complément d'informations par rapport aux documents précédents, décrivant les niveaux de recrutement de l'espadon nord-atlantique entre 1982 et 2000 et établissant, en outre, un lien potentiel entre les indicateurs atmosphériques (NAO d'hiver) et

océanographiques (indice GSNW), entre autres (**Figure 30**). Les données de CPUE standardisées d'âge 1 (CPUE1) ont été comparées avec l'indice d'Oscillation Nord Atlantique d'hiver (NAO d'hiver) actualisé (Hurrell, 1995) et l'indice GSNW actualisé (**Figures 31, 32**). Durant les récentes décennies, des changements considérables ont été observés dans le courant chaud du Gulf Stream, surtout au début des années 1970, plus prononcés à partir de la fin des années 1980 en raison de valeurs NAO extrêmement élevées, exceptionnelles en réalité si on les compare aux périodes précédentes. Par conséquent, ces dernières années, le courant du Gulf Stream a présenté un déplacement inhabituel vers le nord ainsi que des changements en termes de dynamique enregistrés pour la première fois ces dernières décennies. D'autres facteurs océanographiques ont également été observés en ce qui concerne l'importante dynamique du groupe de courants de l'Atlantique nord-ouest. Durant ces périodes présentant, dans l'ensemble, des indices NAO et GSNW très positifs, les niveaux de recrutement d'espadon étaient généralement faibles, sauf pour quelques années présentant uniquement des valeurs NAO négatives et positives dans le cycle global hautement positif. Le possible changement du cycle NAO survenu en 1996, ainsi que les changements océanographiques associés dans l'Atlantique nord-ouest, pourraient avoir conduit à un nouveau scénario du schéma de recrutement observé pour ce stock, qui a atteint des niveaux élevés après 1995. Ce document présume l'importance de certains indicateurs océanographiques dans l'Atlantique nord-ouest liés aux fluctuations de la NAO qui pourraient faire l'objet d'une étude spécifique afin d'expliquer les cycles observés dans le recrutement de cette espèce, voire d'autres espèces. Ce document recommande aussi que les futures études portant sur l'environnement se concentrent de préférence sur les facteurs océanographiques de l'Atlantique nord-ouest liés à la NAO.

Outre la relation décrite entre les deux indices - NAO et GSNW - le document fait également état de la relation entre les cycles du NAO et de l'« Eastward Baroclinic Transport of the Gulf Stream/North Atlantic Current » (Mtons/seg) (EBTGSNAC) ainsi que de la variation de la température de la « Deeply Convected Water in the Labrador Sea » (DCWLS), parmi d'autres processus océanographiques bien connus (McCarney et al., 1997, cité dans le SCRS/2002/105). Les cycles positifs (négatifs) de NAO sont liés à des valeurs EBTGSNAC supérieures (inférieures) ainsi qu'à des valeurs inférieures (supérieures) de la température de DCWLS (**Figure 33**). Cette série d'indicateurs n'a malheureusement pas pu être actualisée pour la présente réunion; toutefois, les données disponibles d'années antérieures laissent supposer que certains cycles océanographiques précis dans des zones de l'Atlantique nord-ouest pourraient avoir un effet décisif sur les régimes de recrutement de cette espèce ou d'autres espèces similaires. Un cycle NAO positif engendrerait le déplacement de grandes quantités de masses aqueuses vers le NE et les œufs et les larves tendraient davantage à se déplacer vers des latitudes plus élevées avec une DCWLS plus froide. En substance, un NAO négatif entraînerait probablement la rétention des œufs et des larves dans des zones présentant des conditions physiques plus appropriées au développement et à la survie durant les premières phases vitales critiques pour les larves et les pré-recrues. Dans ces circonstances, les hypothèses concernant "les zones de rétention" et l'"habitat approprié" (Ilex & Sinclair 1982; Sharp, 1980, cités par Larrañeta, 1996) seraient donc applicables et plausibles.

En se fondant sur ce qui précède, il semblerait que les études portant sur les variables océanographiques de l'Atlantique nord-ouest devraient être prioritaires. Il pourrait être utile d'actualiser et d'étudier en profondeur les variables susmentionnées, entre autres, en tant que facteurs de conditionnement potentiels dans les régimes observés dans le recrutement de l'espadon.

Ces facteurs océanographiques pourraient également s'avérer importants pour d'autres espèces comme le germon dont les zones de reproduction semblent se trouver géographiquement proches et dont le recrutement a récemment été associé aux valeurs de la NAO d'hiver et du GSNW (SCRS/97/40; SCRS/2001/033). Des connaissances de ces cycles dans le contexte de la dynamique océanographique de l'Atlantique nord-ouest pourrait se révéler utile afin d'expliquer les phénomènes observés affectant d'autres espèces de thonidés qui effectuent la reproduction et la migration dans ces régions de l'Atlantique nord-ouest.

Le document SCRS/2002/140 fournit des informations d'ordre environnemental provenant de l'une des deux marques électroniques pop-up attachées à un espadon (type de marque Microwave Telemetry avec dard en acier inoxydable). Les positions de la remise à l'eau et du pop-up étaient dans les eaux chaudes tropicales. Ce poisson plongeait à 300-400 m au lever du soleil, restait dans les profondeurs durant la journée et s'approchait vers 50 mètres la nuit. La température de l'eau de la couche où nageait le poisson était de 7°-8° C pendant la journée et de 25° à 29° C la nuit (**Figure 34**). Ce comportement est différent de celui observé lors d'une autre expérience pop-up dans les eaux plus froides du Pacifique.

Le document SCRS/2002/098 donne une carte des températures moyennes attendues (°C) en février et août à des profondeurs de 0 m (SST), 100 m, 200 m et 300 m, présentant une structure thermique différente entre les couches des zones nord et sud, et affichant des différences importantes entre les zones est et ouest. Cette information pourrait être un élément capital pour l'appréhension du comportement de l'espadon en examinant les données du document SCRS/2002/140. Les différences dans la structure thermique des couches de surface entre les régions (sud-ouest et sud-est, par exemple) laissent supposer qu'il est probable que le SST ne soit pas le meilleur indicateur environnemental pour expliquer les divergences dans la distribution géographique de cette espèce ou définir leurs préférences en matière d'habitat. Ces facteurs de conditionnement thermiques globaux des couches de surface doivent être examinés avec une attention particulière lors de l'obtention et de l'interprétation des séries temporelles des taux de capture basés sur les données des flottilles commerciales ayant opéré dans diverses régions à des périodes différentes ou/et ayant changé d'engin de pêche traditionnel en vue de cibler une espèce différente et/ou ayant modifié leurs critères de sélection de la profondeur de l'engin de pêche, etc.

## **5 Effets des réglementations actuelles**

Ce rapport ne prend en considération que les données de capture transmises au SCRS par les divers pays et disponibles durant la réunion. La prise totale était probablement sous-déclarée pour 2001 en raison du manque d'information de la part de certains pays. Cependant, cette année le Groupe a réalisé une estimation globale des captures non-déclarées de 2001 en reportant les données de l'année antérieure (**Tableau 1**, voir le pied de page).

Le Canada, Le Taïpei chinois, le Japon, l'Afrique du sud, l'Espagne, et les Etats-Unis soumettent des données de prise par taille d'après un échantillonnage national. D'autres pays sont remplacés partiellement (Brésil, Portugal..) ou totalement par ces données. Le SCRS considère qu'il n'est pas approprié d'appliquer ces estimations scientifiques aux fins de l'évaluation de l'application, et par conséquent, seules des données récapitulatives sont fournies.

### ***- Limites de capture***

Le total des prises admissibles dans l'Atlantique nord en 2001 était de 10.500 t (10.200 t retenues et 300 t rejetées). Les débarquements déclarés s'élevaient à 8.605 t et les rejets estimés à 828 t. La prise totale était probablement sous-déclarée pour 2001.

Le total des prises admissibles dans l'Atlantique sud en 2001 était de 14.620 t. Les débarquements déclarés de 2001 s'élevaient à 13.379 t et les rejets déclarés étaient inférieurs à 1 t. La prise totale était probablement sous-déclarée pour 2001.

### ***- Limites de taille minimale***

Deux options de taille minimale sont appliquées pour la totalité de l'Atlantique : 125 cm LJFL avec une tolérance de 15% ou 119 cm LJFL avec une tolérance de zéro et une évaluation des rejets. Le

**Tableau 20** et la **Figure 35** présentent ces données pour l'Atlantique nord et sud jusqu'en 2000. En l'absence de données de taille, ces calculs n'ont pas pu être mis à jour ou examinés pour 2001.

En 2000, le pourcentage global (numérique) d'espadon déclaré au débarquement (dans tout l'Atlantique) comme mesurant moins de 125 cm de LJFL s'élevait à environ 21% pour tous les pays pêchant dans l'Atlantique. Si ce calcul est effectué d'après le chiffre de débarquements déclarés + rejets estimés, le pourcentage de poissons de moins de 125 cm LJFL est alors 25% environ. Le Groupe a signalé que cette proportion de petits poissons n'a pas beaucoup augmenté malgré le niveau élevé du recrutement dans le nord ces dernières années.

#### **- Autres implications**

Le Groupe s'est dit inquiet au sujet des incertitudes associées à la structure du stock d'espadon de l'Atlantique et à la possibilité que ces stocks supposés ne reflètent pas exactement la distribution géographique des stocks respectifs.

Le Groupe s'est montré préoccupé par le fait que les réglementations ont parfois engendré le rejet d'espadons capturés dans le stock nord et que, dans une certaine mesure, elles pourraient avoir influencé un comportement similaire de la flottille pêchant le stock d'espadon de l'Atlantique sud. Le Groupe considère qu'il est possible que les réglementations aient pu avoir des répercussions négatives sur la disponibilité et la cohérence des données scientifiques sur les captures, les tailles et les indices de CPUE de la flottille de l'Atlantique. Le Groupe a exprimé de vives inquiétudes quant à la limitation des données pour les évaluations futures.

En 2001, les Etats-Unis ont mis en place des fermetures spatio-temporelles dans l'Atlantique nord en vue de protéger les juvéniles d'espadon et d'autres espèces capturées de façon accidentelle par la pêcherie palangrière. Ces fermetures ont réduit les prises attribuées aux Etats-Unis, et il est probable qu'elles aient également redistribué la flottille. Les effets sur les données de CPUE sont inconnus, mais les analyses conduites afin d'examiner cet impact n'ont pas révélé d'effet mesurable sur les taux de capture en 2001.

## **6 Recommandations**

### **6.1 Statistiques**

- 1) *Capture*. Tous les pays pratiquant la pêche de l'espadon (dirigée ou non-dirigée) sont tenus de déclarer les statistiques de captures, de prises par taille (par sexe) et d'effort par zone (la plus petite possible) et par mois. Ces données doivent être transmises à l'ICCAT dans les délais prévus, même si aucune évaluation du stock analytique n'est projetée. Des données historiques devraient également être fournies. Le Maroc devrait présenter tous les ans des données de prise et de taille pour l'Atlantique et la Méditerranée par zone de pêche réelle. Dans le cas de pêcheries en joint-venture, la joint-venture devrait apparaître dans les données de Tâche I et de Tâche II. Il est recommandé d'estimer aussi l'étendue des prises IUU.
- 2) *Détermination de l'âge*. Les codes informatiques utilisés pour la détermination de l'âge de l'espadon atlantique devraient être actualisés. La nouvelle courbe de croissance spécifique au sexe (SCRS/2002/031) devrait être incluse et une courbe unisexe devrait être calculée d'après ces données.
- 3) *Rejets*. Le nombre des poissons sous-taille capturés, ainsi que le nombre des rejets morts et vivants devraient être notifiés de façon à ce que l'effet du rejet puisse être entièrement appréhendé dans l'évaluation du stock. Un échantillonnage d'observation devrait suffire à quantifier pour tous les mois et toutes les zones le volume de rejet présent dans les pêcheries directes d'espadon et les



pêcheries de thon dont l'espadon constitue la prise accessoire. Il conviendrait de réaliser des études pour améliorer l'estimation des rejets et identifier des méthodes susceptibles de réduire la mortalité par rejet de l'espadon. Il serait également utile de mener des études pour évaluer la mortalité postérieure des espadons rejetés vivants. Celles-ci sont particulièrement importantes en raison du niveau de rejet découlant de la recommandation visant à une taille minimale.

- 4) *Echantillonnage par taille.* Tous les pays et toutes les Entités de pêche devraient réaliser un niveau adéquat d'échantillonnage par taille ; l'échantillonnage devant dans la mesure du possible être par sexe, de préférence par mois, et par strate fine (cette dernière devant être aussi fine que possible). Si les unités de mesure standard ne sont pas transmises à l'ICCAT, les scientifiques nationaux devraient alors soumettre les facteurs de conversion appropriés. En l'absence de recherche permettant de définir des niveaux d'échantillonnage adéquats, le Groupe a recommandé de procéder au moins à une large fraction d'échantillonnage, peut-être à hauteur de 20% (voir SCRS/1999/19). Étant donné les grosses captures réalisées par le Japon et les rares échantillons par taille présentés par cette pêcherie, il est fortement recommandé que le Japon continue à explorer les procédures tendant à produire un échantillonnage par taille extensif par période et zone. Le Groupe a signalé que le Japon a développé une nouvelle méthode d'estimation de la taille des poissons grâce à la consignation des poids dans les livres de bord, et est encouragé à valider encore davantage ce système.
- 5) *Espèces-cibles.* Toutes les flottilles devraient consigner dans leurs carnets de bord des renseignements détaillés destinés à quantifier quels sont les espèces ou groupes d'espèces visés. Il est vivement conseillé d'annoter les caractéristiques des engins ainsi que toute information relative à la stratégie de pêche (y compris l'heure des opérations). Par ailleurs, les observateurs en mer devraient recueillir davantage d'informations détaillées sur la stratégie de pêche et les espèces-cibles. Cette information a été sollicitée par le passé, et certaines flottilles n'ont toujours pas recueilli ces données. Le Brésil, le Ghana et l'Uruguay devraient soumettre des informations plus complètes en ce qui concerne les flottilles locales et affrétées, y compris la CPUE d'autres espèces capturées conjointement avec l'espadon (espèces directes ou accessoires).

## 6.2 Recherche

- 6) *Structure du stock.* Le Groupe a recommandé l'organisation d'un atelier exhaustif sur la structure du stock d'espadon en 2004.

*Génétique.* Le Groupe a recommandé que les chercheurs ayant sollicité et reçu des échantillons pour des analyses génétiques diffusent les résultats de ces analyses, et que les diverses équipes de recherche partagent les échantillons afin de pouvoir réaliser des analyses complémentaires.

*Marquage.* Le Groupe a recommandé le développement d'un projet expérimental aux fins d'applications de marquage spécifiques, telle que l'estimation des taux de mortalité par pêche et/ou de schémas migratoires. Un projet expérimental pourrait s'avérer particulièrement utile pour déterminer la possibilité d'appliquer des marques traditionnelles et pop-up dans le but d'évaluer le taux d'échange entre les stocks de la Méditerranée et de l'Atlantique. La poursuite du marquage industriel à bord de navires commerciaux devrait, par ailleurs, être encouragée : la taille des échantillons est considérable et les taux de déclaration ainsi que la qualité des marques récupérées s'en trouvent améliorés.

*Analyses des micro-éléments.* Il conviendrait de réaliser une étude pilote d'analyses des micro-éléments à l'aide d'un certain nombre de spécimens originaires de zones totalement distinctes afin d'examiner la résolution potentielle de cette technique aux fins du tracé de la subdivision des stocks et de la composition de stocks mélangés dans l'Océan Atlantique, la Mer Méditerranée et l'Océan Indien.

- 7) *CPUE*. Le Groupe constate avec inquiétude que de nombreux indices d'abondance spécifiques de l'âge présentent de fortes fluctuations annuelles. Il a été recommandé que les analyses de CPUE se concentrent à l'avenir sur l'élaboration de méthodes additionnelles destinées à incorporer explicitement la variabilité environnementale au modèle. Il conviendrait d'examiner la possibilité de regrouper les tendances de la CPUE par zone de sex-ratio par taille (au lieu d'avoir recours à la méthode actuelle consistant à regrouper par nation). Il faudrait aussi déterminer s'il est opportun d'obtenir des indices de l'abondance spécifiques de l'âge provenant d'analyses indépendantes. Les CV devraient être présentés conjointement avec les analyses, et les sorties des modèles devraient être comparées (par exemple pour les modèles à effets fixes et aléatoires). Il faudrait tâcher de déterminer pourquoi les tendances de CPUE de l'Atlantique sud sont contradictoires. Il est recommandé de n'élaborer qu'un seul indice de biomasse pour l'Atlantique sud. S'agissant des indices de biomasse, l'influence du niveau de regroupement des données devrait être examinée. Les Etats-Unis devraient prendre des mesures visant à maintenir les séries temporelles des données de CPUE dans leurs zones de fermeture pour préserver la continuité du suivi de la pêcherie.
- 8) *Méthodes d'évaluation du stock*. Il est recommandé d'explorer plus avant les méthodes susceptibles de caractériser et de traduire au mieux l'incertitude (par ex. les approches bayésiennes). A l'avenir, les évaluations devraient continuer à s'orienter vers des modèles qui ajusteraient avec plus de flexibilité les données telles que recueillies à l'origine. Il est également recommandé que les modèles incorporent davantage les informations biologiques et les incertitudes associées aux données biologiques.
- 9) *Prochaine évaluation de l'espadon atlantique*. Il est recommandé de réaliser la prochaine évaluation du stock d'espadon dans, au moins, trois ans (pas avant 2005) de manière à faire progresser la recherche fondamentale et les méthodes d'évaluation. Il convient de signaler que les données requises pour cette session doivent aller jusqu'à l'année précédant la réunion, et inclure celle-ci.

### 6.3 Gestion

#### - Atlantique nord

Depuis la dernière évaluation de 1999, le SCRS a signalé à la Commission un fort recrutement depuis 1997 et les données de 2001 coïncident avec cette observation (cohortes de 1996-2000). Il faut signaler que ce fort recrutement se manifeste actuellement dans plusieurs pêcheries et dans diverses classes d'âge. Ce fort recrutement, conjointement avec les actions entreprises par la Commission en vue de réduire les captures, a engendré l'augmentation de la taille du stock de l'Atlantique nord. En se fondant sur les résultats de l'évaluation de 2002 qui prenait ce fort recrutement en considération, la prise (rejets y compris) pourrait être maintenue à 14.000 t pour 2003-2009 si la Commission souhaite rétablir le stock d'espadon de l'Atlantique nord à des niveaux de biomasse permettant des niveaux de PME dans 10 ans (en 2009), avec une probabilité légèrement supérieure à 50%. A 15.000 t, la trajectoire du stock décline. Le Groupe a signalé que les signes positifs présentés par le récent recrutement pourraient être dus, en partie, à une influence environnementale, et on ignore si cette influence sera positive ou négative à l'avenir. De plus, les réglementations actuelles peuvent entraîner des difficultés en ce qui concerne l'estimation des tendances de CPUE pour certaines flottilles. Notant les incertitudes inhérentes à l'évaluation, le Groupe met en garde contre de fortes augmentations de captures dépassant le TAC actuel. Des augmentations modérées des captures (c'est-à-dire à des niveaux inférieurs à la PME estimée) préviendraient non seulement des biais potentiels dans l'évaluation mais assureraient également la stabilité tant pour le stock que pour les pêcheries.

#### - Atlantique sud

Il existe un fort degré d'incertitude dans les données de l'évaluation de l'Atlantique sud de telle sorte que les tendances de CPUE contradictoires des pêcheries dirigées et non-dirigées n'ont donné aucun résultat fiable du modèle de production du cas de base. Par conséquent, il a été impossible de

calculer des estimations fiables de la PME et des tendances de la biomasse. D'une part, la récente tendance de la CPUE ciblée est très stable ; d'autre part, celle des pêcheries de prise accessoire présente un fort déclin ces dernières années. Le Groupe n'est pas en mesure de déterminer ce qui permettrait d'indiquer l'abondance du stock d'espadon de l'Atlantique sud. Le manque d'information d'importantes flottilles de l'Atlantique sud empêche le Groupe de résoudre ces conflits.

Le Groupe a signalé que les flottilles et les activités d'affrètement ciblant l'espadon dans l'Atlantique sud font l'objet d'une forte expansion depuis la mise en place des recommandations de limite de capture. Il reste préoccupé par le fait que les données de CPUE de ces nouvelles activités halieutiques n'ont pas été soumises. Toutefois, la récente expansion de cette pêcherie coïncide avec la CPUE stable de la pêcherie cible examinée par la session d'évaluation du stock. Etant donné l'évolution de la pêcherie, et l'apparente stabilité d'au moins une pêcherie dirigée, comme conséquence des récentes réductions de capture, le Groupe recommande que les prises soient maintenues au même niveau que ces dernières années (14-15.000 t) environ. Un avis plus quantitatif et fiable ne sera probablement pas disponible en l'absence de données de CPUE de certaines des principales flottilles de l'Atlantique sud.

## **7 Autres questions**

Le Groupe a rédigé le Résumé exécutif de l'espadon de l'Atlantique ainsi qu'une Réponse à la Commission sur les questions soulevées par la Résolution [01-04] (juvéniles ; l'**Appendice 4** présente des informations à cet égard).

## **8 Adoption du rapport et clôture**

Le rapport a été adopté par le Groupe durant la réunion.

## **Références**

- ANONYMOUS. 2001. Marine Ecosystems Responses to Climate in the North Atlantic. MERCINA Working Group Report, year 2001.
- AROCHA, F. 1997. The reproductive dynamics of swordfish *Xiphias gladius* L. and management implications in the northwestern Atlantic. PhD Dissertation, University of Miami. University of Microfilms Inc. Ann Arbor, Mi. UMI #9805928. 383 pp.
- FRANKIGNOUL, C., G. de Coetlogon, T. M. Joyce, and S. Dong. 2001. Gulf Stream variability and ocean-atmosphere interaction. *J. Phys. Oceanogr.* 31: 3516-3529.
- HURREL, J. 1995. Decadal trend in the North Atlantic Oscillation: Regional Temperatures and Precipitation. *Science* 269:676-679.
- JOYCE, T.M., C. Deser, and M.A. Spall, 2000. The relation between decadal variability of subtropical mode water and the North Atlantic Oscillation. *J. Climate* 13: 2550-2569.
- LARRAÑETA, M. G., 1996. Ecología de la relación stock-reclutamiento en los peces marinos. *Oceanides* 11 (2).
- TAYLOR, A. H. 1995. North-South shifts of the Gulf Stream and their climatic connection with the abundance of zooplankton in the UK and its surrounding seas. *ICES Journal of Marine Science* 52: 711-721.

- TAYLOR, A. H. 1996. North-South shifts of the Gulf Stream: ocean-atmosphere interactions in the North Atlantic. *International Journal of Climatology* 16: 559-583.
- TAYLOR A. H., M.B. Jordan, and J.A. Stephens, 1998. Gulf Stream shifts following ENSO events. *Nature* 393: 638.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens. 1980. Latitudinal displacements of the Gulf Stream (1966-1977) and their relation to changes in temperature and zooplankton abundance in the NE Atlantic. *Oceanologica Acta* 3(2): 145-149.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens, 1998. The North Atlantic Oscillation and the latitude of the Gulf Stream. *Tellus* 50(A): 134-142.
- WILLIS, A.J., N.P. Dunnett, R. Hunt, and J.P. Grime, 1995. Does Gulf Stream position affect vegetation dynamics in Western Europe? *Oikos* 73: 408-410.

**INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2002  
DE EVALUACIÓN DEL PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO**  
(Madrid, 9-13 de septiembre de 2002)

## **1 Apertura, adopción del orden del día, disposiciones para la reunión e introducción**

La reunión se celebró en las oficinas de la Secretaría en Madrid. La Dra. Julie Porter, Presidenta de la Reunión, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes (“el Grupo”).

Se adoptó el Orden del día (**Apéndice 1**) sin cambios. La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2** y la lista de documentos presentados se adjunta como **Apéndice 3**.

## **2 Descripción de las pesquerías**

### **2.1 Visión general**

Las pesquerías dirigidas de palangre de CE-España, Estados Unidos y Canadá han operado desde finales de los 50 y principios de los 60, y las pesquerías de arpón han existido desde los últimos años de 1800. Otras pesquerías dirigidas al pez espada incluyen las flotas palangreras de Brasil, Marruecos, Namibia, CE-Portugal, Sudáfrica, Uruguay y Venezuela. Las principales pesquerías oportunistas o que capturan pez espada como captura fortuita son las flotas atuneras de Taipei Chino, Japón, Corea y CE-Francia. La pesquería palangrera atunera comenzó en 1956 y ha operado desde entonces en todo el Atlántico, con capturas importantes de pez espada como captura fortuita. La **Figura 1** muestra una distribución reciente de las capturas de pez espada en el Atlántico.

Como resultado de las recomendaciones reguladoras nacionales y de ICCAT, existen tres desarrollos recientes en las pesquerías de algunos países. (1) Desde febrero de 2000, los barcos japoneses que pescan en el Atlántico norte deben descartar todos los peces espada, ya que Japón ha agotado ya su cuota en bloque. (2) En 2001, se prohibió o restringió en cinco zonas y temporadas la pesca de palangre pelágico estadounidense para reducir las capturas incidentales, incluyendo las de pez espada juvenil. (3) La pesquería canadiense dirigida al pez espada, que habitualmente se prolongaba hasta octubre, desde 1999 ha terminado a finales de agosto debido a la cuota reducida. Otro cambio importante en esta pesquería ha tenido lugar como consecuencia de cambios en la tecnología, es decir, ha habido un cambio en el tipo o estilo del arte del palangre utilizado por muchos barcos españoles que han pasado del tradicional arte de multifilamento al arte de monofilamento. Una de las inquietudes generadas por estos desarrollos es el efecto sobre los datos disponibles, su continuidad y complejidad y por lo tanto, su interpretación.

Los científicos del SCRS creen que los datos de desembarques de la Tarea I de ICCAT proporcionan estimaciones mínimas a causa de las capturas de pez espada no declaradas que se producen en asociación con las actividades de pesca ilegal, no declarada y no reglamentada (IUU). Sin embargo, la cantidad de captura NEI de pez espada que capturan los barcos IUU no ha sido estimada.

*-Atlántico total.* La captura de pez espada estimada para el total del Atlántico (Norte y Sur, incluyendo descartes) alcanzó un pico histórico de 38.624 t en 1995, un 13% más que el anterior pico de captura de 34.098 t alcanzado en 1989 (**Tabla 1** y **Figura 2**). La captura estimada de 2001 (declarada y remanentes) fue de 24.069 t (la captura declarada fue de 22.833 t). Dado que un gran número de países no han declarado aún sus capturas de 2001 y que existen capturas IUU desconocidas, esta cifra debe considerarse provisional y sujeta a revisión.

- *Atlántico norte*. Durante la pasada década, la captura total estimada para el Atlántico norte (desembarques más descartes) ha sido de cerca de 14.200 t (**Tabla 1** y **Figura 2**), aunque los desembarques de 2001 (incluyendo los remanentes) más los descartes se redujeron a 9.797 t (la captura declarada fue de 9.433 t) en respuesta a las recomendaciones regulativas de ICCAT. En 2001 y en respuesta a las recomendaciones de ICCAT, se ha producido un descenso del 52% en las capturas estimadas (incluyendo descartes y remanentes) desde el pico que se produjo en 1987 en los desembarques del Atlántico norte (20.236 t). La reducción en los desembarques se ha atribuido también a cambios en las distribuciones de las flotas, incluyendo el traslado de algunos barcos hacia el Atlántico sur y fuera del Atlántico. Además, algunas flotas, incluyendo Estados Unidos, CE-España, CE-Portugal y Canadá han cambiado sus procedimientos operativos para dirigirse de forma oportunista a los túnidos y/o tiburones, aprovechando las condiciones del mercado y las tasas de captura relativamente más altas.

- *Atlántico sur*. La captura estimada para el Atlántico sur (desembarques más descartes) fue relativamente baja (en general inferior a 5.000 t) hasta 1980. Desde entonces, los desembarques se han incrementado de forma continua durante los 80 y a principios de los 90 hasta alcanzar un pico de 21.884 t en 1995 (niveles que igualan el pico de la captura del Atlántico norte). El incremento de los desembarques fue el resultado en parte de desplazamientos progresivos del esfuerzo pesquero hacia el Atlántico sur, fundamentalmente desde el Atlántico norte, así como desde otras aguas. Los desembarques estimados descendieron a 13.835 t en 1998 (una reducción del 37%). La reducción en la captura tras el pico de 1995 se produjo en parte como respuesta a las regulaciones, y en parte debido al desplazamiento a otros océanos y a otras especies objetivo. En 2001, las capturas estimadas de 14.251 t, incluyendo los remanentes (las capturas declaradas fueron 13.379 t) fueron inferiores en casi un 8% respecto al nivel de 2000. El Grupo observó que los datos facilitados a ICCAT indicaban que los acuerdos de fletamento habían aumentado en el Atlántico sur, con un aumento simultáneo en la captura declarada.

- *Descartes*. Sólo Estados Unidos (1991-2001), Canadá (1997-2001) y Japón (2000-2001) comunicaron estimaciones positivas de descartes muertos. Japón (2000) comunicó también liberaciones de peces vivos. CE-España comunicó cero descartes de peces muertos. Tanto Estados Unidos como Canadá utilizaron datos de observadores científicos para estimar los descartes de peces muertos. Las estimaciones japonesas en 2000 y 2001 se basan en informes por radio.

## **2.2 Desarrollos recientes**

Hay otros países y entidades pesqueras de los cuales existen datos de desembarques comunicados, pero no información adicional sobre desarrollos recientes:

- *Canadá*: Los desembarques nominales canadienses de pez espada en 2001 fueron de 1.079 t, capturadas mediante palangre pelágico (958 t) y arpón (121 t). Además, basándose en datos de observadores en la mar, se estima que la flota palangrera descartó 26 t de peces muertos. Solo 63 de los 77 palangreros con licencia desembarcaron pescado en 2001, lo que supone un descenso en relación con el nivel de 1993-1996, cuando casi todas las licencias para pescar pez espada estaban en activo. El esfuerzo reducido en los últimos años es el resultado de una combinación de factores, incluyendo una cuota reducida, mayores oportunidades para pescar otras especies y precios relativamente bajos.

Se produjeron grandes cambios en los patrones de pesca de la flota palangrera entre 1999-2001. Por lo general, la pesquería de palangre pelágico tiene lugar desde mayo hasta octubre, sin embargo, debido a cuotas cada vez más reducidas combinadas con una pesquería competitiva, la pesquería dirigida al pez espada se cerró a finales de agosto en cada uno de los tres años anteriores. Tras la veda se permitió una pesquería limitada dirigida a “otros” túnidos (es decir túnidos que no fueran atún rojo) con límites en las mareas para el pez espada, y en 2000 y 2001 se permitió a finales del otoño una pesquería dirigida a “otros” túnidos, cuando todos los peces espada habían sido descartados. Además, se ha prestado mucha más atención a la pesca de otras especies de túnidos, especialmente patudo, en

vista de la reducción de la cuota de pez espada. En los últimos años, los palangreros pelágicos se han dirigido al patudo al principio y al final de la temporada, y han pescado hasta en el límite geográfico de sus licencias. Este nivel de actividad pesquera al este de los Grandes Bancos no se había visto desde principios de los 90.

- *Taipei Chino*: Las flotas palangreras de Taipei Chino comenzaron a faenar en el océano Atlántico en los 60 y en la actualidad se distribuyen por todo el océano dirigiéndose durante los 90 principalmente al atún blanco, el patudo y el rabil. Para esta pesquería el pez espada era fundamentalmente captura fortuita, aunque algunos pequeños palangreros habían estado dirigiéndose a esta especie para el mercado de pescado fresco y algunos grandes palangreros tenían acceso a la pesca de pez espada en aguas brasileñas de forma estacional. Sin embargo, la captura de pez espada estaba catalogada como la cuarta entre las capturas de las flotas mencionadas en el Atlántico y por lo tanto era una de las especies más importantes para la pesquería.

Para el stock del Atlántico norte, la captura anual fue inferior a 300 t en los 80 y aumentó hasta 400-600 t durante 1991-1997. Este incremento se debió principalmente al desarrollo de operaciones de palangre profundo en la zona tropical para el patudo y el rabil. Entonces, debido a una regulación sobre reducción de la captura de ICCAT, la captura descendió hasta las 300 t. La captura preliminar en 2001 fue de 281 t.

Para el stock del Atlántico sur, la captura anual era de unas 200-1.300 t en los 70 y los 80, pero ha aumentado hasta 1.000-2.900 t en los 90, acompañada por un incremento de las operaciones de palangre profundo. Debido a una mayor regulación de captura, la captura se redujo hasta cerca de 1.100 t. La captura preliminar en 2001 fue de 1.167 t.

- *CE-Portugal*: En los últimos años no se han producido grandes cambios en la pesquería portuguesa de palangre dirigida al pez espada, aparte de los producidos por las regulaciones. La pesquería continúa siendo multiespecífica debido a cambios en la disponibilidad de las especies y las condiciones del mercado, es decir, aumentos en el precio de otras especies, como los tiburones. Los desembarques de pez espada en 2001 fueron de 735 t en el Atlántico norte y 393 t en el Atlántico sur.

- *CE-España*: El SCRS/2002/098 presenta una amplia descripción de la pesquería. Los desembarques en el norte en 2001 fueron de 4.047 t, un descenso del 21% con respecto a los desembarques en 1997 y un descenso del 42% respecto a los desembarques comunicados en 1995. Además de los cambios producidos por las regulaciones, en los últimos años se han producido algunos cambios en las pesquerías españolas. Se ha observado ya que en los últimos años la flota del Atlántico norte se ha convertido en una pesquería multiespecífica debido a cambios en el mercado (incrementos en el precio de otras especies) y al desplazamiento de algunos barcos fuera del Atlántico. Además, muchos barcos han cambiado el tradicional arte de multifilamento por el de monofilamento. En el Atlántico sur, las capturas declaradas en 2001 fueron de 5.848 t, un descenso del 48% respecto al máximo de capturas de 1995 (11.290 t).

- *Japón*: El número de palangreros japoneses que operó en el Atlántico en 2001 fue estimado en 204, cifra muy similar a la de 2000, que a su vez fue la menor desde 1988 (correspondiente a dos tercios de la cifra máxima, alcanzada en 1981). Por otra parte, en 2001 se realizaron 28.000 días de pesca, lo que supone un descenso de 7.700 días (o más del 20% menos) respecto a 2000.

La captura de pez espada realizada por los palangreros japoneses en el Atlántico norte (al norte de los 5°N) constituyó cerca del 20% de la captura japonesa total de pez espada en el Atlántico durante la primera mitad de los 90, pero aumentó hasta casi el 50% en la segunda mitad de los 90 debido a un cambio en la distribución del esfuerzo pesquero. El esfuerzo pesquero que se dirige al patudo se ha concentrado más en el Atlántico norte a finales de los 90 y de ahí en adelante que a principios de la década. Como consecuencia, la captura de pez espada en el Atlántico norte aumentó casi un 30% a finales de los 90 y se alcanzó la cuota en bloque de cinco años asignada a Japón. Posteriormente, el 1 de febrero de 2000, las autoridades japonesas solicitaron a todos los palangreros japoneses que

faenaran en el Atlántico norte, al norte de los 5°N, que descartaran todos los peces espada. Este requisito continúa en vigor hasta la fecha. Por lo tanto, los desembarques en 2000 descendieron drásticamente hasta las 152 t (de las 1.212 t de 1999) y se comunicaron 626 t de descartes de peces muertos. En 2001 los desembarques del Atlántico norte fueron de 0 t y se comunicaron 508 t de descartes de peces muertos. En el Atlántico sur, la captura fue de 741 t y 557 t en 2000 y 2001 respectivamente.

Las autoridades japonesas comenzaron a recopilar información sobre descartes mediante un sistema de comunicación por radio con intervalos de 10 días, ya que el sistema de comunicación de los cuadernos de pesca no contenía información sobre los descartes. Pero el sistema de comunicación por radio no incluye información como la localización del descarte, que es importante para la evaluación de stock. Las autoridades establecieron el nuevo sistema de comunicación diaria para los descartes de pez espada, que contiene la misma información que el sistema de comunicación de los cuadernos de pesca, desde agosto de 2002. De acuerdo con la recomendación de la Comisión respecto a investigación sobre pez espada, se llevaron a cabo siete mareas con observadores a bordo de palangreros en el Atlántico entre noviembre de 2001 y marzo de 2002 (SCRS/2002/140). Cinco de estas mareas estaban dirigidas a la pesca del atún rojo en el Atlántico norte (30°-59°N, 62°W-17°W) y otras dos se realizaron en las aguas tropicales frente a Abidján (3°-16°S, 11°W-2°E) y Dakar (7°-11°N, 20°-25°W) dirigidas al patudo. Se realizó el seguimiento de un total de 310 días de pesca y se recopiló información biológica sobre el pez espada. Además del programa de observadores, desde finales de 2000, los palangreros recopilaron voluntariamente muestras de músculos para estudios genéticos sobre la estructura del stock.

- *Marruecos*: La pesca del pez espada se realiza principalmente con redes de enmalle a la deriva sobre las dos costas, atlántica y mediterránea, de Marruecos. La producción de esta especie ha aumentado de forma importante durante estos últimos diez años, hasta superar las 5.000 t en 1997. Sin embargo, tras 1998 ha mostrado una tendencia a la baja. Este nivel de producción está muy relacionado con el esfuerzo pesquero de la flota palangrera. La producción anual media para los tres últimos años es de cerca de 3.000 t para el Mediterráneo y 150 t para el Atlántico.

El pez espada capturado en la parte oriental del Mediterráneo marroquí tiene una talla media (unos 110 cm) más pequeña que la del pez espada que se captura en el estrecho de Gibraltar (unos 140 cm). Los peces espada macho dominan claramente en las tallas inferiores a 140 cm. En las superiores a 150 cm dominan las hembras.

Marruecos desarrolla actividades de investigación sobre el pez espada conforme a ciertas recomendaciones de investigación de ICCAT y con el apoyo técnico y financiero del Proyecto FAO-Copemed.

- *Sudáfrica*: Antes de 1997, el acceso al stock de pez espada estaba reservado, por la legislación nacional, a los pescadores deportivos y se producía una captura fortuita insignificante en las pesquerías de palangre dirigidas a los tiburones y las pesquerías de arrastre demersal. En noviembre de 1997 se inició una pesquería de palangre experimental con la expedición de 30 permisos. No se activaron todos los permisos, y el número de permisos disponibles se ha reducido a 25 en 2001. Aunque en un principio era una pesquería dirigida a los túnidos, los barcos están equipados con artes de monofilamento americano y bastones de luz, y el pez espada supuso el 70% de la captura de 1998. En 1999 se impusieron unos estrictos límites de captura fortuita para el pez espada. En respuesta, algunos palangreros sudafricanos se trasladaron a Namibia. Durante 2000, Sudáfrica levantó el límite de captura fortuita de pez espada y declaró un límite de captura nacional autoimpuesto de 1.000 t de peso canal.

Inicialmente, la mayor zona pesquera explotada por barcos locales y extranjeros estaba situada frente a la punta del Banco de Agulhas, cerca del límite de ICCAT/IOTC de los 20 grados E. La pesquería se ha extendido tanto al este como al oeste. La mayoría de las capturas realizadas durante 2001 se produjeron en las cercanías de la dorsal Walvis (zona ICCAT) y en una zona al este de



Kwazulu-Natal (zona IOTC). El programa de observadores lanzado en noviembre de 1998 con la colocación del primer observador en un palangrero local se ha ampliado y en 2001 se alcanzó un 24% de cobertura con observadores en la flota palangrera nacional dirigida a los túnidos.

- *Estados Unidos*: Para 2001, la estimación provisional de los desembarques de los barcos estadounidenses y los descartes de peces espada muertos fue de 2.568 t. Esta estimación es un 27% menor que la estimación de 3.497 t para 2000. Los desembarques estadounidenses de pez espada de Estados Unidos son monitorizados durante la temporada a través de informes presentados por los comerciantes, los armadores y los capitanes, agentes portuarios del NMFS e informes diarios y obligatorios de los cuadernos de pesca presentados por los barcos de Estados Unidos que tienen permiso para pescar pez espada. Esta pesquería se controla también a través de un programa de muestreo con observadores científicos establecido en 1992. Aproximadamente el 5% del esfuerzo pesquero de toda la flota palangrera se selecciona aleatoriamente para su observación durante el año pesquero. Los datos de muestreo de los observadores, junto con los niveles de esfuerzo detallados en los cuadernos de pesca, respaldan las estimaciones de aproximadamente 27.000 peces descartados muertos en 2001, lo que representa unas 308 t de pez espada en total. Para el Atlántico norte, el tonelaje estimado de peces descartados muertos en 2001 es de 293 t, de las cuales se estima que 288 son debidas al palangre. En total, las estimaciones de descartes de peces muertos descendieron en un 37% (184 t) en comparación con el nivel de 2000. Se considera que estas reducciones (tanto en captura desembarcada como descartada) se deben en gran parte a los efectos de las vedas espacio-temporales y a otras acciones nacionales de regulación que han estado en vigor durante 2001.

Durante 2001, se prohibió o restringió la pesca de palangre pelágico de Estados Unidos en las 5 áreas y temporadas que aparecen en la **Figura 3**. Se seleccionaron las tres áreas del sur (Charleston Bump, Costa este de Florida, y Cañón de Desoto), por lo menos en parte, para reducir la captura de pez espada <125 cm y otras capturas fortuitas. La zona del atún rojo estuvo vedada en especial para reducir la captura de atún rojo inferior a la talla legal que venden los pescadores estadounidenses. Los palangreros fueron autorizados a pescar en la Zona Distante al Noroeste si participaban en un estudio sobre tortugas y llevaban a bordo un observador. El número de palangreros de la pesquería de Estados Unidos dirigida al pez espada ha disminuido de forma constante desde mediados de los 90. El esfuerzo declarado (anzuelos) ha disminuido inicialmente pero ha permanecido bastante estable desde 1998. Parte del esfuerzo declarado anteriormente en la zona pesquera de la Costa este de Florida parece haber sido redistribuido en el Golfo de México y hasta las Fosas oceánicas del Atlántico Medio y el Atlántico Sur. Aunque las toneladas métricas estimadas de pez espada <125cm capturado han aumentado en algunas áreas en comparación con la media de 1997-99, especialmente en el Golfo de México, el cambio global en las estimaciones ha sido una reducción en el tonelaje de casi el 50% en el año 2001.

- *Venezuela*: Los desembarques de pez espada han oscilado entre 20 y 37 t desde 1997 a 2001. Los desembarques se han reducido en más de la mitad en comparación con los registrados entre 1991 y 1996. La reducción de los últimos cinco años se ha atribuido a un cambio en las especies objetivo por parte de algunos barcos de la flota de palangre. La causa de este cambio ha sido la elevada captura de peces espada de talla inferior a la regulada en temporadas diferentes del año, dejando únicamente pequeños periodos temporales en los que podían capturarse y desembarcarse peces de talla legal.

### **3 Estado de los stocks**

#### **3.1 Estructura del stock**

Examinando el progreso alcanzado hasta este momento en lo referente a la zona de desove, el marcado (convencional y electrónico) y la genética, así como el potencial desarrollo futuro de la investigación, el Grupo consideró que merecía la pena celebrar unas jornadas de trabajo sobre la estructura del stock (ver Sección 6).

- *Zonas de desove*

Se presentó un documento sobre zonas de desove del pez espada del Atlántico norte. La nueva información utilizaba el índice gonadal (GI) y el patrón de ratio sexual en hembras para identificar el nuevo lugar de desove (SCRS/2002/078). La nueva zona se localiza entre los 10°-15°N y 30°-40°W, y presenta un mayor desove potencial en la parte oriental de la zona muestreada, ya que los elevados valores medios de GI eran superiores constantemente al valor GI definido que se utiliza como medida de desove. El patrón de ratio sexual indicó una baja proporción de hembras de talla media (170-215 LJFL cm), un patrón que suele existir en áreas en las que el pez espada desova en el Atlántico norte. La información sobre las zonas de desove basada en hembras reproductoras observadas con oocitos hidratados a partir de gónadas recopiladas entre 1990 y 1996 en el Atlántico noroeste (Arocha, 1997), y la nueva información presentada, se utilizan para producir un mapa que muestra las zonas de desove del pez espada en base a la información reproductiva (**Figura 4**). A partir de la información presentada en el mapa, parece que en el Atlántico norte existen dos grupos reproductores, un grupo se localiza en aguas alejadas de la costa y el otro se localiza en las aguas cercanas a masas de tierra y sistemas de corrientes fuertes. Cada grupo parece desovar en un momento diferente del año en cada área. A medida que se dispone de nueva información sobre los reproductores, el desove del pez espada en el Atlántico norte se vuelve más claro. Parece que los dos grupos de reproductores presentan desplazamientos de desove opuestos. El que la nueva información presentada pueda considerarse parte del tradicional lugar de desove del pez espada en el Atlántico norte dependerá del muestreo continuado en la nueva zona definida y de un seguimiento continuado en los lugares tradicionales de desove.

- *Marcado*

Se presentaron dos documentos con información sobre marcado. El primer documento (SCRS/2002/080) proporciona un resumen de los peces espada marcados-recapturados entre 1984-2002 y comunicados al I.E.O., la mayoría por parte de la flota palangrera española. Del total de 66 peces recuperados la mayoría mostraban una tendencia a moverse entre aguas subtropicales y templadas en el Atlántico norte y sur. En el marcado tradicional no se han comunicado todavía movimientos transecuatoriales. La información presentada sugiere que la tasa de retorno de los peces marcados depende de los protocolos mejorados de marcado, que incluyen los métodos de marcado de los peces, la talla seleccionada para marcar a los peces y la manipulación del pez durante el marcado. El documento advierte del peligro de evaluar la información de la recaptura obtenida de diferentes flotas, ya que el protocolo de marcado de las distintas flotas puede influir en las tasas de recaptura resultantes. Se presenta también la información sobre la talla de los peces espada marcados y liberados y los marcados y recapturados.

El segundo documento (SCRS/2002/140) informa sobre las actividades del programa japonés de observadores a bordo de palangreros atuneros que faenan en el Atlántico. Dos especímenes de pez espada fueron marcados con marcas pop-up electrónicas; ambos peces fueron liberados frente a Dakar durante el primer trimestre de 2002. De uno de los peces liberados se obtuvieron datos interesantes. A causa de una liberación temprana de la marca, los datos se refieren solo a un mes. Sin embargo, la información recogida mostraba que el pez se había desplazado hacia el sur, de los 6°58' N hasta 1°22' S, y había mostrado un movimiento vertical nictimerial estabilizándose en los 300-400 m durante el día y los 75 m de la superficie durante la noche. El movimiento nictimerial vertical observado mostraba que el pez espada se mueve a lo largo de un gradiente considerable de temperatura entre la noche y el día, nadando desde aguas a 7-8°C por el día hasta aguas a 25-29°C por la noche.

Basándose en la información presentada, deben alentarse los experimentos de marcado que utilicen marcas electrónicas pop-up para definir mejor los movimientos del pez espada en el Atlántico.

- *CPUE*

No se presentó ningún documento nuevo mostrando tendencias estandarizadas de CPUE para utilizarlas a favor o en contra de una hipótesis particular sobre la estructura del stock. Se asume que las diferencias cuantitativas en los valores de CPUE obtenidos a cada lado del paralelo 5°N para peces superiores a los 130 cm LJFL continúan reforzando las observaciones previas (SCRS/1999/075 y SCRS/1996/138 y SCRS/1997/032).

- *Genética*

Se presentaron dos documentos que describen el uso de los datos genéticos para diferenciar el stock de pez espada del Atlántico (SCRS/2002/122 y SCRS/2002/141). En el primer documento (SCRS/2002/122) se utilizaron dos marcadores microsatelitales (XgA y Xg195) para desenmarañar la heterogeneidad en la recopilación de muestras de la misma localidad y analizar el muestreo temporal dentro de la región para evaluar mejor el comportamiento migratorio de los distintos stocks. Basándose en un tamaño de muestra de 453 especímenes, los análisis mostraron que los peces del Mediterráneo se capturan también en el Atlántico noreste y que su frecuencia puede variar en el tiempo. Sin embargo, el análisis sugería también que las muestras del Atlántico noroeste constituyen un conjunto heterogéneo de peces, que puede corresponder a por lo menos dos unidades de cría diferentes. Una unidad se encuentra solo en las muestras del Atlántico norte y en un porcentaje bajo (7%) hasta el Golfo de Guinea, mientras que la otra unidad no puede ser diferenciada, con estos dos marcadores, de los peces del Atlántico sur. Las muestras del Atlántico sur y el Mediterráneo aparecen como agrupaciones genéticas más homogéneas.

El segundo documento (SCRS/2002/141) sugería que el límite entre los stocks del Atlántico norte y sur podría estar localizado más al norte de lo que se había definido anteriormente. Los nuevos resultados basados en el análisis que utiliza la variación genética en el locus del gen calmodulin (*CaM*) sugerían que la zona límite entre los dos stocks asumidos podría situarse más cerca de los 15°N de latitud.

Los datos anteriores muestran que en el Atlántico existe más de una unidad de cría. Los nuevos datos añaden nueva información sobre la complejidad de la estructura del stock. Sin embargo, son necesarios análisis de más marcadores genéticos, así como mayor número de muestras. Los resultados reales sugieren que con más marcadores genéticos puede lograrse una gran confianza a la hora de asignar individuos únicos a los stocks. El trabajo que está desarrollando la CE (Proyecto FAIR CT 98 3941) está dirigido a 10 marcadores microsatelitales y utiliza 3.200 peces. Se espera que en un año la estructura del stock quede más clara. Aunque se ha recogido un número considerable de muestras, la ausencia de nueva información genética entre el Atlántico sur y el Océano Índico continúa impidiendo una mejor comprensión del flujo de genes entre ambos océanos.

La nueva información presentada sobre zonas de desove, el movimiento de los peces espada basado en información de marcado y los análisis de datos genéticos revelan la complejidad de la estructura del stock en el Atlántico norte y sur. Si se confirma que las zonas de desove de alta mar en el Atlántico son un lugar tradicional de desove, esta podría ser la zona donde se produce la mezcla, ya que los movimientos de marcado-recaptura del pez espada sugieren un movimiento entre las zonas de alimentación en el Atlántico y las zonas de desove. Basándose en estas incertidumbres, se recomienda como alta prioridad que continúen e incluso se refuercen los estudios genéticos y la recopilación de información reproductiva. El uso de marcas pop-up sobre peces espada en el área de estudio propuesta aumentará los conocimientos sobre los movimientos del pez espada en el Atlántico.

### ***3.2 Datos de captura y de captura por clases de talla***

La Secretaría presentó las tablas de captura (resumidas y detalladas) en las que se observa que muchas flotas no habían presentado sus datos a tiempo para la evaluación. Los datos recibidos se presentaron en el SCRS/2002/135, que también describe los cambios a los datos históricos de captura.

De acuerdo con estas tablas y con el plan de trabajo previamente presentado por el relator, la Secretaría avisó al Grupo de que si los Países, Entidades o Entidades pesqueras continúan presentando sus datos tan tarde (o no los presentan), sería difícil llevar a cabo evaluaciones fiables en un futuro debido a la falta de datos, sobre todo porque son necesarios los datos de las principales pesquerías para sustituir las capturas menores. El Grupo recordó la Recomendación [Ref. 01-16] que la Comisión adoptó en 2001 respecto a la presentación puntual de datos y recordó a las Partes que estaban obligadas a presentar sus datos de acuerdo con esta Recomendación. Sin embargo, se reconoció que parte del problema puede derivarse del número de evaluaciones programadas tan seguidas, lo que provoca dificultades a los científicos nacionales para cumplir con las fechas, especialmente para los archivos de captura por clases de talla.

El Grupo adoptó las tablas de captura con los cambios realizados para incluir los datos revisados de Japón para 2000 y los nuevos datos japoneses para 2001. Sin embargo, el Grupo expresó cierta inquietud respecto a las elevadas capturas de Nigeria (857 t) y Lituania (794 t) aparecidas para 1994, ya que no existían series de captura para estos países. Estas capturas se extrajeron de los datos de la FAO durante la reunión conjunta CGPM-ICCAT de 1998, y se acordó que la Secretaría intentaría verificar la precisión de estos datos.

En el modelo de producción utilizado en la evaluación, para aquellas flotas que no presentaron datos, se traspasaron desde el año anterior los datos para 2001. Estos datos traspasados se combinaron en una captura de 364 t para el Atlántico norte y una captura de 872 t para el Atlántico sur, sin asignar bandera. Estas capturas traspasadas no se introdujeron en la base de datos de ICCAT.

Estados Unidos presentó datos de captura y captura por clases de talla para dos barcos que operan en el Atlántico sur en *joint ventures* con Brasil y Namibia. Con el fin de evitar el doble recuento, los datos de captura no fueron incluidos, dado que habían sido ya comunicados por Brasil y Namibia.

Las sustituciones y re-extrapolación llevadas a cabo por la Secretaría se presentaron en el SCRS/2002/135. Se siguieron los mismos criterios de años anteriores y el Grupo aceptó las sustituciones como válidas. Los datos de captura por clases de tallas se convirtieron en capturas por clases de edad para el Atlántico norte y el Atlántico sur utilizando programas AGEIT con curvas de crecimiento unisex (**Tablas 2 y 3**).

Justo antes del inicio de la reunión se recibió nueva información para hacer la captura por clases de talla por sexo, demasiado tarde para crear la captura por clases de talla por sexo.

### **3.3 Datos de tasas de captura**

#### *- General*

Dirigir la pesquería sigue siendo un tema importante en las pesquerías de palangre que capturan pez espada. Los procedimientos de estandarización para las tasas de captura siguen los mismos protocolos que en la última evaluación que trataba el direccionamiento, por tanto las preocupaciones acerca de las definiciones de objetivos para la estandarización de captura continúan siendo válidas. Además, algunas pesquerías que capturan pez espada como captura fortuita (por ejemplo Japón y Taipei Chino) han cambiado las principales especies objetivo, lo que podría afectar a las tasas de captura fortuita.

#### *- Atlántico norte*

El Grupo señaló que las dificultades implicadas en la realización de evaluaciones del impacto de medidas de ordenación recién implementadas dado que se refieren a la estandarización de las series de tasas de captura para el stock de pez espada del Atlántico norte. Por ejemplo, las vedas espacio-temporales que influyen en la pesquería de palangre de Estados Unidos, especialmente en 2001, las vedas tempranas de la pesquería de palangre de Canadá desde 1999 hasta 2001, y el descarte

obligatorio de los peces espada por parte de la flota japonesa tras rebasar la cuota en bloque, todas ellas tienen un impacto potencial sobre las tasas de captura de estas pesquerías. Además, el reciente cambio del arte tradicional al de monofilamento (“estilo Florida”) por parte de un gran sector de la flota palangrera pelágica de CE-España ha demostrado tener mejores tasas de capturabilidad en comparación con la configuración tradicional (SCRS/2002/099) y complica los análisis de los datos de tasas de captura. Sin embargo, en este caso y para evitar estas complicaciones, en los análisis de las tasas de captura específicas por edad sólo se ha incluido información del arte tradicional.

El Grupo revisó el análisis (SCRS/2002/116) actualizando el índice de biomasa estandarizado utilizado para evaluar el estatus del stock de pez espada del Atlántico norte (**Tabla 4**). Los autores identificaron algunas revisiones a los datos históricos estadounidenses, procedentes de una revisión y actualización de la clasificación del estilo de operaciones de los barcos que se utilizó. Esta revisión produjo un gran número de observaciones que se utilizaron en la actualización. El Grupo examinó la sensibilidad de las estimaciones del índice a los cambios recientes en la configuración del arte llevados a cabo por la flota española, a las restricciones de la veda espacio-temporal para las flotas estadounidense y canadiense, y a la inclusión o exclusión de los datos japoneses debido a la incertidumbre acerca del efecto de las recientes prácticas de descarte sobre las estimaciones de las tasas de captura. El Grupo agradeció a los científicos nacionales implicados en el análisis el trabajo realizado durante el año para actualizar el índice. Se expresó también cierta inquietud respecto a las diferencias en el método de agregación de datos utilizado para los datos japoneses (resumen mensual de captura y esfuerzo por cuadrícula de 5 grados) en comparación con el usado para los datos de Estados Unidos, Canadá y CE-España (resumen de captura y esfuerzo por marea), dado que el nivel de agregación influye en la variabilidad percibida en los datos. Por tanto, el Grupo llevó a cabo un análisis de sensibilidad que permitió la comparación de las tendencias de captura al eliminar los datos japoneses (**Figura 5**). Se discutió también un análisis de sensibilidad complementario en el que se agregarían los datos de Estados Unidos, Canadá y CE-España a un nivel comparable al de los datos japoneses. Debido a cuestiones prácticas y al limitado tiempo disponible durante la reunión, el grupo acordó posponer la consideración de este tema. El Grupo señaló que la metodología de estandarización para este índice podría beneficiarse de los métodos de modelación recientemente utilizados en otras aplicaciones. Se recomendó que el procedimiento de estandarización investigara la utilidad de incluir efectos aleatorios, si fuera oportuno, para obtener intervalos de confianza más realistas para este índice. El Grupo sugirió la posibilidad de dividir el índice de biomasa en dos periodos, antes de 1970 y posterior a 1975, basándose en una posible diferencia en la capturabilidad. Se indicó que los barcos y los capitanes en activo en la flota antes y después del periodo de restricciones en materia de mercurio de Estados Unidos, eran los mismos y sus técnicas de pesca fueron relativamente constantes. No existe información suficiente para respaldar completamente el argumento de que la capturabilidad haya cambiado entre periodos, sin embargo se acordó realizar el modelo de producción como un análisis de sensibilidad con los dos periodos del índice, desde 1963 hasta 1970 y desde 1975 hasta 2001.

El Grupo examinó también la información estandarizada sobre tasas de captura específicas de la edad para el stock de pez espada del Atlántico norte procedente de las pesquerías de palangre de Japón (SCRS/2002/144), Estados Unidos (SCRS/2002/115), CE-España (SCRS/2002/099) y Canadá (SCRS/2002/106). Estas series de tasas de captura fueron actualizadas a partir de análisis presentados previamente para incluir información sobre captura y esfuerzo hasta 2000/2001. Se presentaron las tasas de captura específicas de la edad y de la edad y el sexo. Para los índices específicos de la edad y sexos combinados, las series temporales de Estados Unidos y de CE-España utilizaron la curva de crecimiento Gompertz (unisex) que se aplica tradicionalmente. Para los índices específicos de la edad y el sexo, las series temporales de Estados Unidos, Canadá y Japón utilizaron ecuaciones de crecimiento específico del sexo (Ehrhardt et al., 1996), después de estimar la captura por clases de edad por sexo utilizando la ratio sexual en claves talla (SCRS/1999/083). Dado que no todas las pesquerías disponen de índices específicos de la edad y del sexo, se acordó que los análisis VPA se restringirían a evaluaciones específicas de la edad y de sexos combinados. El índice japonés (SCRS/2002/144) abarca las edades de 3 a 5+ y se construyó agregando la captura por clases de edad femenina y masculina anterior al procedimiento de estandarización. El índice canadiense específico de la edad y sexos combinados utilizado en el VPA fue estimado durante la reunión añadiendo la CPUE

estandarizada de machos y hembras de cada clase de edad (Edades 2 a 5+) y la varianza de este índice agrupado fue estimada como la suma de las estimaciones de varianza de cada sexo. El índice por edad y sexos combinados de Estados Unidos fue estimado durante la reunión utilizando el modelo de crecimiento Gompertz para las edades 0 a 5+; la **Tabla 5** y la **Figura 6** muestran los resultados de este procedimiento de estandarización.

El Grupo reconoció que la recopilación de nuevos datos y el método utilizado para la estandarización de las tasas de captura de la pesquería japonesa de palangre del documento SCRS/2002/144, tuvieron como resultado una tendencia en las tasas de captura sustancialmente diferente y recomendó más evaluaciones de ambos cambios antes de incluirlos en la evaluación de stock. Dentro de estos cambios, el Grupo señaló que la nueva agregación de los datos de captura y esfuerzo mediante resúmenes de 10 días para grandes áreas geográficas (véase SCRS/2002/144, **Figura 1**) y la fiabilidad de las estimaciones de los descartes debería verificarse antes de utilizarse en la evaluación de stock debido al limitado muestreo de tallas disponibles para los descartes. El Grupo acordó utilizar los índices estandarizados específicos de la edad y de sexos combinados de Japón procedentes de la evaluación de stock de 1999 en el Análisis de Población Virtual de la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte.

La **Tabla 6** y la **Figura 7** presentan tasas de captura estandarizadas específicas de la edad disponibles para la evaluación VPA del stock del Atlántico norte (cabría señalar que estos valores del índice se hicieron relativos respecto a sus medias para los años que se solapan con otros índices específicos de la edad). En la tabla y la figura, las tasas de captura japonesas que se presentan son las utilizadas en la evaluación de stock de 1999 (SCRS/1999/126).

En relación con la metodología de estandarización del índice, el Grupo sugirió realizar más investigaciones sobre los procedimientos aplicados, incluyendo una mejor modelación de la interacción con el fin de proporcionar estimaciones puntuales y de varianza más satisfactorias y comparables. Además, el Grupo sugirió que para las tasas de captura específicas de la edad, se profundizara en la investigación sobre la estimación realizada utilizando un factor fijo Edad\*Año (ya que la conversión de captura por clases de edad es un método que se aplica a los desembarques globales). El Grupo señaló que en la reunión se presentaron (SCRS72002/031) modelos actualizados de crecimiento específico del sexo, y que para el pez espada macho en particular, la estimación de la talla máxima procedente de este trabajo parece más realista. Por lo tanto, se sugirió que los nuevos análisis de tasas de captura específicas del sexo y la edad utilizaran estos modelos de crecimiento actualizados. Por último, el Grupo señaló la importancia de los factores medioambientales y oceanográficos y su relación con las tasas de captura, en especial para el pez espada, y para otras especies. El Grupo recomienda una mejor evaluación de los factores medioambientales como medio de estandarizar aún más las tasas de captura.

#### - *Atlántico sur*

*Pesquerías dirigidas al pez espada:* El debate sobre la CPUE estandarizada para las pesquerías dirigidas al pez espada fue breve ya que sólo se presentó (**Tabla 7** y **Figura 8**) un documento, referente a la pesquería española de palangre dirigida al pez espada (SCRS/2002/099). Este análisis incluía datos únicamente de aquellos barcos que utilizan el arte tradicional, evitando aquellos que disponen de las nuevas mejoras tecnológicas. En la estandarización de la CPUE se incluyó la “variable de pesca dirigida” al igual que en la evaluación de 1999. Sin embargo, sigue existiendo el problema de la escasez de datos para 1989 (pocos registros y casi todos de una única área) descubierto en 1999. La configuración del arte y su colocación en la superficie convierten las operaciones de pesca españolas en algo muy diferente de las operaciones de palangre profundo que realizan las pesquerías de captura fortuita de Japón y Taipei Chino.

Durante la reunión no se presentaron datos adicionales sobre tasas de captura para la pesquería brasileña de pez espada. Los datos presentados al Grupo en 1999 (SCRS/1999/019) eran prometedores, pero eran demasiado cortos para ser incluidos en esta evaluación. Aunque existen datos

sobre el desarrollo de la pesquería sudafricana de pez espada, la serie temporal sigue siendo demasiado corta (4 años) para intentar una estandarización. Además, no existen datos sobre CPUE de Uruguay, a pesar de las series relativamente largas (desde 1982) de capturas considerables (una media de 606 t p.a.)

*Pesquerías no dirigidas al pez espada:* Se presentaron dos documentos sobre la CPUE estandarizada de captura fortuita de las pesquerías de palangre pelágico de Taipei Chino y Japón (**Tabla 7 y Figura 8**). Tras breves discusiones sobre las dos series de CPUE, el principal debate se centró en las formas de combinarlas en una única serie de CPUE no dirigida. Ambos análisis utilizaron la estratificación de áreas adoptada en la evaluación de 1999.

Pesquería no dirigida de Taipei Chino (SCRS/2002/120): La flota se dirige principalmente al atún blanco, el rabil y el patudo. Se utilizaron los datos de la Tarea II y de los cuadernos de pesca agregados por cuadrículas de 5x5 para 1967-2000 (los datos de 2000 son preliminares) en un modelo delta lognormal con efectos fijos para objetivo (arte), área y bimestre, con interacciones año\*área y año\*temporada. Se eliminaron los datos de los barcos que faenan cerca de la costa brasileña (y que se dirigen al pez espada) y los que se dirigen al atún rojo. Existe poca cobertura de los cuadernos de pesca para los periodos 1976-1978 y 1988-1992. Para el análisis de los datos de pez espada, las capturas declaradas de pez espada procedentes de los lances de palangre de fondo son mucho mayores que las de los lances de palangre de superficie. El palangre de fondo se inició en el Atlántico sur en 1988, y existe una gran proporción de cuadernos de pesca de barcos dedicados al palangre de fondo durante 1988-1992. La limitada cobertura de los cuadernos de pesca continúa siendo importante para este análisis. Se ha advertido que existe un pico en la CPUE estandarizada de los 90, cuando la cobertura de los cuadernos de pesca era escasa, y cuando existía algo de pesca dirigida al pez espada. Debido a la escasa información sobre el número medio de anzuelos por cesta, el objetivo se definió como la proporción de atún blanco y patudo en la captura, expresada como cuartiles para cada especie.

Pesquería no dirigida de Japón (SCRS/2002/138): En un modelo delta lognormal con efectos aleatorios para el arte, área y bimestre, con una interacción área\*bimestre, se utilizaron datos de los cuadernos de pesca no agregados (lance por lance) para el periodo de 1967 a 2001 (los datos de 2000 y 2001 son preliminares). Durante finales de los años 70, la flota japonesa pasó de dirigirse principalmente al rabil y el atún blanco, a dirigirse al patudo y el atún rojo del sur. Además, la principal zona de pesca se ha trasladado hacia el este. Se expresó cierta inquietud sobre si el modelo representa de una forma conveniente los cambios producidos en las principales especies objetivo, la zona de pesca (y por tanto las condiciones oceanográficas) y el arte, que han tenido lugar a lo largo de la serie temporal, especialmente teniendo en cuenta que esta es una pesquería de captura fortuita.

Series combinadas de CPUE no dirigida: Se produjo cierto debate acerca de si debería intentarse combinar las dos series no dirigidas. Durante gran parte del periodo producen tendencias contrapuestas, aunque ambas series muestran un descenso en las tasas de captura a partir de 1995. Por consiguiente las dos series no pueden referirse a la abundancia total. Sin embargo existe un pequeño solapamiento en los caladeros entre las dos flotas. Además, los análisis realizados en 1999 mostraron ciertos indicios de que las series de CPUE japonesa y de Taipei Chino podrían referirse a diferentes clases de edad. Es posible, por tanto, que las series se refieran a diferentes componentes de la población, y el Grupo decidió que debían combinarse las dos series.

Se intentaron tres métodos para combinar las dos series de CPUE no dirigida: una media no ponderada, la media ponderada de la varianza inversa y la media ponderada de captura (**Tabla 8 y Figura 9**). Las estimaciones de la varianza a partir de los modelos de efectos aleatorios y efectos fijos no son estrictamente comparables, por lo tanto se rechazó la media ponderada de la varianza inversa. Se adoptó una media no ponderada simple como la utilizada en la evaluación de 1999 (**Figura 9**).

*Selección de índices para los ensayos del modelo:* El Grupo decidió utilizar las series combinadas de CPUE no dirigida y la serie de CPUE dirigida al pez espada en el caso base del modelo del

Atlántico sur (**Figura 9**). Se sugirió realizar ensayos de sensibilidad utilizando la serie de CPUE dirigida sólo con la serie de CPUE no dirigida japonesa o de Taipei Chino.

### **3.4 Parámetros de población**

Se presentó un documento sobre el crecimiento por sexo del pez espada del Atlántico norte (SCRS/2002/031), que ofrecía estimaciones actualizadas de parámetros de crecimiento para los datos de talla por clases de edad a partir de espinas para la determinación de la edad en el documento SCRS/1995/099 combinados con datos de talla por clases de edad de 1990 y de 1996 a 1999 obtenidos de nuevas espinas para la determinación de la edad. Los parámetros de crecimiento por sexo se estimaron utilizando tres modelos (von Bertalanffy estándar, y dos versiones del modelo generalizado). Todos los modelos ajustaron los datos de forma adecuada. El modelo se seleccionó basándose en el criterio de información Akaike, el criterio de información Bayesiano y las pruebas de verosimilitud de la ratio, que señalaron al modelo generalizado Chapman como el más adecuado para expresar el crecimiento en peces espada hembras y machos. El incremento del tamaño de la muestra mejoró la estimación de la longitud asintótica en los machos. Para futuros ajustes de captura por clases de edad, se recomienda el uso del modelo Chapman con nuevas estimaciones de parámetros.

Se actualizaron las zonas de desove del pez espada en el Atlántico norte, ya que se identificaron nuevas áreas en base al índice gonadal (GI), las CPUE por sexo y el patrón de ratio sexual en hembras (SCRS/2002/078). Las nuevas áreas identificadas se encuentran entre los 10°-15°N y los 30°-40°W. Se observó que el desove era más intenso en la zona oriental del área muestreada, ya que los elevados valores medios de GI eran constantemente superiores al valor de GI definido como una medida del desove. Además, el patrón de ratio sexual indicaba una proporción baja de hembras de talla media (170-215 LJFL cm), un patrón que existe en áreas en las que el pez espada desova en el Atlántico norte. El que las nuevas áreas puedan ser consideradas parte de las zonas tradicionales de desove del pez espada en el Atlántico norte dependerá del muestreo continuado en el área recién definida. Se recomienda continuar el muestreo para lograr una mejor definición de las zonas de desove del pez espada, utilizar el GI validado para definir un valor de desove basado en la información sobre la reproducción del pez espada del Atlántico, e implementar un seguimiento continuado de las zonas tradicionales de desove para definir mejor la ampliación o reducción de las zonas conocidas de desove.

Se presentaron dos documentos sobre la ratio sexual por clases de talla del pez espada en los diferentes océanos, uno en las aguas mediterráneas de Marruecos (SCRS/2002/139) y el otro en zonas del Pacífico oriental (SCRS/2002/079).

La ratio sexual por clases de talla en las aguas mediterráneas de Marruecos (SCRS/2002/139) indicaba que los especímenes macho de pequeña talla (<140 cm LJFL) predominaban en la captura, mientras que en tallas superiores a 170 cm LJFL las hembras son más comunes y tienden a dominar. El documento presentaba también datos de tallas.

El documento SCRS/2002/079 presenta la variación entre los patrones de ratio sexual entre dos zonas del Pacífico oriental, que pueden ser útiles para comparar los patrones de ratio sexual entre los océanos. Los resultados indican que se observan diferentes patrones de ratio sexual entre el Pacífico nororiental y suroriental, con patrones similares a los observados entre algunas zonas del Atlántico. Los patrones de ratio sexual observados muestran también variaciones temporales entre áreas, pero ninguno de ellos es el típico de las zonas de desove observadas en el Atlántico. El documento compara también diferentes definiciones de índice gonadal de diversos autores utilizando un conjunto de cerca de 3000 muestras de pez espada del Pacífico oriental. Los umbrales de desove definidos por los distintos autores no coinciden bien. El documento advierte sobre los resultados ya que el tamaño de la muestra utilizado por los diferentes autores no es lo suficientemente adecuado o representativo para llegar a una conclusión sólida sobre los patrones de ratio sexual observados en el pez espada del Pacífico oriental.



### 3.5 Modelos de producción de stock

#### 3.5.1 Métodos

Al aplicar modelos de producción al pez espada del Atlántico norte, el Grupo utilizó el mismo modelo (ASPIC) dinámico (no equilibrio) utilizado previamente por el SCRS para diversas especies, incluyendo el pez espada. Los datos utilizados en el modelo de producción ASPIC y en los análisis de sensibilidad fueron la captura total declarada en el Atlántico norte desde 1950 hasta 2001, incluyendo los descartes estimados de peces muertos (**Tabla 1**), y el índice de biomasa de CPUE presentado en el documento SCRS/2002/116 (véase Sección 3.3, **Tabla 4** y **Figura 5**). El modelo fue formulado como en las evaluaciones de 1994, 1996 y 1999, con la biomasa de 1950 (inicial) constreñida para igualar  $1,75 \cdot B_{RMS}$  (equivalente a  $0,875 \cdot K$ ). En evaluaciones anteriores se llevaron a cabo numerosos análisis de sensibilidad para evaluar la sensibilidad a este y otros factores. Estas pruebas indicaron que los resultados de la evaluación se vieron muy poco afectados por este supuesto.

Además de utilizar ASPIC para llevar a cabo un análisis para el componente del stock de pez espada del Atlántico norte, se realizaron también análisis similares para el Atlántico sur. A diferencia del análisis de 1999 del caso base, el análisis de 2001 incluía los datos españoles de CPUE de 1989. El Grupo decidió estructurar el modelo de forma que se basara en dos pesquerías, al igual que se hizo en la última evaluación de stock; una representando a flotas con un patrón de selectividad supuesto similar al del esfuerzo dirigido al pez espada por la flota española, y otra representando a flotas con un patrón de selectividad diferente, similar al de la flota de Japón y parte de la flota de Taipei Chino de hace algunos años. El Grupo dividió la captura declarada del Atlántico sur basándose en el conocimiento general de las pesquerías y los caladeros del Atlántico sur. De esta forma, se modelaron dos pesquerías. Las capturas (1957-2001) y los índices de biomasa aplicados a esta formulación del modelo se muestran en la **Tabla 9**. Para el análisis ASPIC, el Grupo clasificó la captura de España, Brasil, Portugal y Uruguay como la captura de la pesquería dirigida, y las capturas de los demás países en el Atlántico sur como la captura de la pesquería no dirigida. Como caso base del modelo ASPIC, el Grupo decidió utilizar el índice español para las pesquerías dirigidas y el índice combinado de Taipei Chino y Japón. El Grupo decidió hacer varios ensayos del modelo ASPIC como análisis de sensibilidad, utilizando el índice único de España o de varios países combinados en lugar de dos índices, y alterando el índice de la pesquería no dirigida de Taipei Chino o de Japón en lugar del índice de países combinados, dado que existe incertidumbre en el índice de las pesquerías no dirigidas como muestra la Sección 3.3. El modelo se formuló para asumir que la biomasa inicial era igual a la capacidad de transporte a principios de 1957 ( $K=2 \cdot B_{RMS}$  en esta formulación). Todos los ensayos de ASPIC se llevaron a cabo con la limitación de que la ratio de biomasa en 1957 (ratio B1) era igual a la capacidad de transporte ( $K$ ) y con la limitación de que la tasa intrínseca de incremento ( $r$ ) en un rango entre 0,05 y 5,0, mediante la versión de ASPIC 3.82 (catalogada por la Secretaría de ICCAT), excepto para sensibilidad 5.

Como análisis añadidos de sensibilidad, el Grupo aplicó también el enfoque estadístico Bayesiano para la evaluación de stock con una función de producción excedente descrita en el documento SCRS/1999/085. Estos modelos eran modelos en tiempo discreto en los que la pesca se producía a comienzos de cada año. Los modelos fueron ajustados a la media de la biomasa del stock al principio y fin de la temporada para que los resultados fueran más comparables con los ensayos del modelo ASPIC que aplica una tasa continua de mortalidad por pesca durante todo el año. Para el parámetro  $r$  se aplicó la distribución previa del SCRS/1999/085 como distribución previa de base para el stock del Norte con un valor de mediana para  $r$  de 0,42. Para el stock del Sur, la mediana para  $r$  era 0,405. Los CV previos para  $r$  eran 0,49 para el stock del Norte y 0,44 para el stock del Sur. La distribución previa de base para la biomasa inicial en los ensayos del stock del Norte y del Sur tenía los mismos valores medios que los asumidos en los ensayos de base desarrollados con ASPIC y un CV de 0,25. En las estimaciones Bayesianas se aplicaron los mismos datos de base de captura y tasas de captura para los stocks del Norte y del Sur que los aplicados en los ensayos del modelo ASPIC.

El Grupo señaló que los modelos de producción de biomasa agregada asumen que todos los índices de CPUE representan la abundancia combinada para todas las clases de edad y no pueden captar efectos estructurados por edad potencialmente importantes. Se sugirió que las diferencias en la selectividad entre las pesquerías dirigidas y las pesquerías de captura fortuita podrían representar las diferentes tendencias observadas en las series correspondientes de CPUE (es decir, las diversas series de CPUE podrían referirse a las tendencias de abundancia de distintos grupos de edad, que no son necesariamente idénticos). Por lo tanto, se utilizó un modelo de producción estructurado por edad como un análisis de sensibilidad para representar estas diferencias en la selectividad. Hay que destacar que tanto los modelos estructurados por edad como los modelos de producción agregada asumen que las series CPUE de entrada son proporcionales a la abundancia con un cierto grado de variación aleatoria y que ambos pueden arrojar resultados engañosos cuando se infringe este supuesto. La diferencia estriba en que el enfoque estructurado por edad puede modelar casos en los que diferentes índices de CPUE representan clases de edad con distintas tendencias en la abundancia.

El modelo de producción estructurado por edad simple que intentó el Grupo (Informe Detallado de 1999) requería que los vectores de selectividad para cada pesquería fueran especificados como entradas conocidas. Dado que no se disponía de estudios detallados de selectividad, el Grupo decidió utilizar las estimaciones *ad hoc* de la evaluación de 1999 (véase la tabla 10 del Informe Detallado de 1999). Como las estimaciones de capturabilidad de ASPM están relacionadas con las selectividades de entrada, el índice de Taipei Chino (SCRS/2002/120) se introdujo como dos series separadas para los periodos de 1968 a 1988 y de 1989 a 2000. Los índices japonés (de 1975 a 2001, SCRS/2002/138) y español (de 1990 a 2000, SCRS/2002/99) mantuvieron las mismas selectividades para todos los años. Las series de captura, comenzando desde 1957, incluían estas pesquerías además de una pesquería “otros” que comprendía el resto de los desembarques totales. Se asumió que los índices de abundancia estaban distribuidos de forma lognormal, con CV idénticos (idéntica ponderación). Se asumió que el reclutamiento seguía una relación stock-reclutamiento determinista Ricker.

### 3.5.2 Resultados

#### - Atlántico norte

Los resultados del caso base del Atlántico norte, que el Grupo consideraba la mejor estimación, se muestran en la **Tabla 10** y la **Figura 10**. Como análisis de sensibilidad, el Grupo examinó los resultados del modelo de producción ajustado a las series temporales de captura y de CPUE divididas en un segmento temprano, 1963-1970, y en 1974 hasta 2001 para evaluar el cambio potencial en la evaluación resultante de posibles cambios producidos en la capturabilidad entre los dos periodos. (**Figura 11**). La **Figura 12** muestra el efecto retrospectivo de incluir datos actualizados y revisados en el análisis. La incorporación de los datos recientes de captura y CPUE desde 1999 hasta 2001 modifica ligeramente la última perspectiva del estado del stock a comienzos de 1996. No se puede considerar que esta comparación significa que las evaluaciones futuras que utilicen datos revisados y actualizados proporcionarán una valoración más o menos optimista del estado del stock en 1996 o 1998, ya que esto dependerá del rendimiento de la pesquería y de las medidas de ordenación que estén en vigor.

En la evaluación Bayesiana del stock los resultados aparecen típicamente resumidos como distribuciones de probabilidad para cantidades de interés como el RMS. Para resumir, se calcularon los valores medios posteriores y los CV posteriores de diversas cantidades para el stock del Norte y del Sur, y se muestran en la **Tabla 11**. La **Figura 13** muestra algunas distribuciones posteriores, la trayectoria estimada de la biomasa y los residuos. Según las distribuciones de probabilidad previas de base, la estimación posterior para  $r$  era 0,41 (CV=31%), cifra ligeramente inferior a la previa. Cuando se intentó una distribución previa no informativa, la estimación posterior fue 0,49 (CV=38%), ligeramente superior a la distribución previa informativa con una cola ligeramente más larga. Esto sugiere que el modelo de producción ajustado a los datos de tasas de captura proporciona una estimación bastante constante de  $r$ . La estimación de base de RMS fue de 14000 (CV=6%) y esto no difería mucho del caso con distribuciones previas planas. La estimación del caso base de  $B_{2002}/B_{RMS}$  fue de 0,97 (CV=18%). Las estimaciones de  $B_{RMS}$ ,  $r$ , y otros parámetros fueron coherentes con el

resultado del modelo Bayesiano de la evaluación de 1999 y con los resultados del caso base desarrollado con ASPIC de 2002 (**Figura 14**).

- *Atlántico sur*

La **Tabla 12** muestra los resultados de los ensayos de sensibilidad y del caso base desarrollados con ASPIC. Del caso base y del análisis de sensibilidad 3 no se obtuvieron estimaciones ya que se detectó una correlación negativa entre los dos índices. No se obtuvieron resultados con buena convergencia en los ensayos de sensibilidad 2 y 5, en los que las estimaciones de  $r$  ( $r=0,05$ ) estaban en el límite forzado de  $r$ , indicando que debería estimarse una  $r$  mucho menor si se elimina la limitación, y que el resultado de estos análisis de sensibilidad no era realista. Debe advertirse que las estimaciones de  $r$  en el Atlántico norte son mayores. La razón principal de estos pobres resultados puede proceder de la relación de correspondencia negativa entre el índice de Taipei Chino y los índices de los demás (España, Japón y el índice combinado de Taipei Chino y Japón) (**Figura 15**). Los resultados de los ensayos de sensibilidad 1 y 4 eran considerablemente optimistas y pesimistas respectivamente, en comparación con el resultado de la evaluación de 1999.

Las trayectorias de los índices de biomasa estimada y biomasa observada para las pesquerías dirigidas y no dirigidas se muestran en la **Figura 16**. Todos los índices de biomasa estimada se han alisado en todas las series temporales excepto el índice japonés en el ensayo de sensibilidad 4. Pero el índice estimado seguía parcialmente el índice observado durante los 90 para el índice japonés en el ensayo de sensibilidad 4. Los índices de biomasa estimada descendieron de forma continua durante los 90 en todos los ensayos de sensibilidad excepto en el ensayo 1, en el que aumentaron a finales de los 90. Estas diferencias en los índices estimados entre los ensayos de sensibilidad se reflejan en diversas estimaciones como  $r$  y  $K$ . Sin embargo, sería imposible que el modelo de producción simple siguiera la tendencia más o menos creciente del índice de biomasa de las pesquerías no dirigidas a lo largo de todas las series temporales, porque esta tendencia más o menos creciente del índice de biomasa se produce cuando la captura se incrementa también de forma gradual en ese periodo. Estas dificultades a la hora de hacer ajustes sugieren también una incertidumbre en los índices de biomasa obtenidos de las pesquerías no dirigidas. Las trayectorias de B-ratio (ratio de la biomasa respecto a la biomasa en RMS) y F-ratio (ratio de la mortalidad por pesca respecto a la mortalidad por pesca en RMS) para cada ensayo de sensibilidad se muestran en la **Figura 17**. La B-ratio ha continuado descendiendo de forma gradual hasta finales de los 80, pero la tendencia de descenso ha aumentado en los 90 para todos los ensayos de sensibilidad excepto el ensayo 1, para el que la B-ratio ha aumentado a finales de los 90. La F-ratio aumentó rápidamente alrededor de 1980 y luego frenó el aumento a finales de los 90 en todos los ensayos de sensibilidad excepto en el ensayo 1, lo que coincide con la tendencia del índice español de biomasa. Por lo tanto, existe incertidumbre en la tendencia de la biomasa a finales de los 90. Las comparaciones entre las series de CPUE dirigida y de captura fortuita eran sensibles a los puntos de datos de 1989 para la serie de CPUE dirigida. La inclusión de este punto de datos produjo las correlaciones negativas mencionadas anteriormente. La exclusión del punto de 1989 permitió el desarrollo del modelo.

El Grupo consideró que estas diferencias en las estimaciones entre los ensayos de sensibilidad procedían principalmente de las diferencias en la tendencia del índice de las pesquerías no dirigidas, y que existen aún grandes incertidumbres en los resultados de los análisis ASPIC para el stock de pez espada del Atlántico sur.

El modelo Bayesiano de producción excedente se aplicó también al stock del Sur, para el índice de la pesquería dirigida de pez espada, el índice de la pesquería de captura fortuita y los dos índices juntos. Para cada conjunto de índices, el modelo se desarrolló tanto con una distribución previa informativa para  $r$  como con una distribución previa no informativa para  $r$ . La **Tabla 11b** muestra las medias y los CV de los parámetros del modelo. Con una distribución previa no informativa para  $r$ , el modelo Bayesiano no pudo converger si se incluía el índice de la pesquería de captura fortuita. Únicamente con el índice de la pesquería dirigida, el modelo convergía, pero estimaba un CV muy elevado para  $r$  ( $CV>1,0$ ). Esto implica que los datos no son informativos acerca de la productividad

del stock. Cuando se utilizaba la distribución previa informativa para  $r$ , el modelo devolvía una distribución de  $r$  muy similar a la anterior (**Figura 18**). Con la distribución previa informativa, los modelos estimaron que el RMS estaba entre 22.000 y 27.000 t, y que el stock se encontraba por encima de  $B_{RMS}$ .

Los resultados de los análisis ASPM se resumen en la **Figura 19**. El modelo proporciona un buen ajuste al índice japonés de CPUE, pero unos ajustes pobres a los índices de España y de Taipei Chino (**Figura 19**), que sugieren que las diferentes tendencias de CPUE no pueden ser simplemente atribuidas a diferencias en la selectividad. El modelo simplemente concilia la tendencia plana indicada por el índice español con el importante descenso de los índices de Taipei Chino eligiendo una tendencia intermedia. En la medida en que la tendencia del índice japonés se encuentra también entre los índices de España y de Taipei Chino, el modelo puede ajustarla razonablemente bien. Sin embargo, es posible que las selectividades no estén bien estimadas y que los índices de CPUE se ajustaran mejor si se conocieran las verdaderas selectividades.

La biomasa estimada de maduros desciende rápidamente después de 1980, cayendo hasta menos de la mitad de  $B_{RMS}$  hacia el año 2000 (**Figura 19**). Asimismo, la tasa estimada de mortalidad por pesca aumenta hasta más del doble de  $F_{RMS}$  (**Figura 19**). La estimación de RMS es de 12,140 t.

Los ensayos del modelo ASPM se consideraron preliminares debido al carácter incierto de los datos de captura y de CPUE tratados anteriormente, al método *ad hoc* de estimar la selectividad y a la falta de información sobre la naturaleza de la relación recluta-reproductor y otros parámetros biológicos. Por lo tanto, se consideró un análisis de sensibilidad y el Grupo decidió que las proyecciones eran innecesarias. Sin embargo, el Grupo sigue considerando que deben desarrollarse modelos estructurados por edad para el Sur con el fin de representar los diferentes patrones de selectividad por distintas pesquerías.

### 3.6 Otros resultados de los modelos de evaluación

#### - *Análisis de población virtual*

*Métodos:* Se llevaron a cabo análisis de población virtual bajo la hipótesis del stock del Atlántico norte utilizando el programa VPA-2BOX (véase catálogo de ICCAT). Los datos de captura por clases de edad se derivaron para 1978-2000 a partir de la captura por clases de talla utilizando la ecuación de crecimiento unisex de Gompertz (**Tabla 2**). Sólo se utilizaron 5 grupos de edad (edad 1 a edad 5+) debido a nuestra incapacidad para determinar la edad de los peces macho más viejos de una forma fiable. El VPA se calibró utilizando 17 índices de tasas de captura unisex y específicos de la edad (**Tabla 6, Figura 7**) desarrollados para Canadá (edades 2-5+), Japón (edades 3-5+), España (edades 1-5+) y Estados Unidos (edades 1-5+). Se asumió que los índices estaban distribuidos de una forma lognormal con coeficientes de variación idénticos (ponderados de forma igual). La tasa de mortalidad natural se fijó en  $0,2 \text{ yr}^{-1}$ . Las tasas de mortalidad por pesca durante el último año se estimaron para cada edad excepto la última (que es modelada por el F-ratio). Se estimó el F-ratio (ratio de la tasa de mortalidad por pesca de la edad más vieja respecto a la siguiente edad más joven) para dos bloques de años (1978-1982 y 1983-1987) y se fijó en 1,0 para los años restantes, tal y como se hizo en la evaluación anterior para representar los cambios en la transición de la pesquería, desde aguas costeras a aguas oceánicas. Se llevó a cabo un ensayo de sensibilidad en el que la F-ratio para el último periodo temporal era estimada en lugar de fijada, pero la estimación resultante no fue estadísticamente diferente de 1.

Con el fin de evaluar la variabilidad del ajuste a los índices de la captura por clases de edad mediante el modelo VPA, se llevó a cabo un análisis de *bootstrap* en el cual las desviaciones de los puntos de datos del índice transformado logarítmicamente y sus predicciones se seleccionaron aleatoriamente para generar 500 conjuntos de nuevos puntos del índice. Después se aplicó el VPA a cada uno de los 500 nuevos conjuntos de datos y los valores de la mediana con sus intervalos de 80% de confianza fueron calculados.

**Resultados:** Las estimaciones de abundancia, mortalidad por pesca y biomasa del caso base se presentan por edad en las **Tablas 13-15** respectivamente. Las estimaciones de reclutamiento (edad 1) fluctúan por lo general entre 400.000 y 700.000 peces hasta después de 1997, cuando aumentan hasta 800.000-1.000.000 peces (**Figura 20**). Las estimaciones del reclutamiento reciente para después de 1997 son, sin embargo, muy inciertas. Las estimaciones de abundancia de la edad 2 siguen un patrón similar al que presenta la edad 1 con un desfase de 1 año (**Figura 21**). Las estimaciones de la biomasa reproductora (edad 5+) indican una fuerte tendencia al descenso con una reciente y notable mejora en 1999 y 2000. Aunque algo variables, las tasas estimadas de mortalidad por pesca de todas las edades muestran una tendencia ascendente hasta 1996, y después descienden bruscamente (**Figura 21**).

Los ajustes de VPA a los índices de abundancia se muestran en la **Figura 22**. En general, los resultados de VPA parecen estar promediando adecuadamente las variaciones en los índices (dado el relativamente bajo contraste en cada una de las series temporales de CPUE). Las estimaciones de la mediana de los análisis de *bootstrap* fueron muy similares a las predicciones de verosimilitud máxima original; por tanto, no parece que el resultado del modelo esté gravemente sesgado con respecto a los datos. Es importante observar, no obstante, que los análisis de *bootstrap* sólo tienen en cuenta la imprecisión de los índices de abundancia y no tienen en cuenta las incertidumbres en la tasa de mortalidad natural, la falta de comunicación de las capturas y otros sesgos potenciales.

### **3.7 Rendimiento y reproductores por recluta**

Los cálculos de rendimiento por recluta y biomasa reproductora por recluta se hicieron utilizando PRO-2BOX (véase el catálogo de ICCAT). Los análisis por recluta y de las previsiones utilizaron las mismas entradas para que el asesoramiento sobre ordenación derivado de cada uno de ellos fuera coherente. Los vectores de selectividad se derivaron del caso base del VPA utilizando la media geométrica de las tasas de mortalidad por pesca de los tres últimos años. La media geométrica de las tasas de mortalidad por pesca se normalizó dividiéndola por el mayor valor en todas las edades. Para las edades 1-4, el peso por clases de edad se derivó de la captura por clases de edad, y para la edad 5+ se derivó de la curva de crecimiento y de la edad media del grupo + (como describe la documentación de PRO-2BOX).

La tasa de mortalidad por pesca a la cual se maximizó el rendimiento por recluta ( $F_{max}$ ) fue 0,29 y  $F_{0.1}$  fue 0,15 (**Tabla 16**). Se estimó que una tasa de mortalidad por pesca de 0,15 producía un SPR del 30% (**Tabla 16**).

### **3.8 Previsiones y escenarios de recuperación**

#### **3.8.1 Atlántico norte**

Los ensayos del modelo de evaluación de stock para la población de pez espada del Atlántico norte indican que la biomasa actual estimada se encuentra por debajo del nivel de RMS. Sin embargo, desde la evaluación de 1999, la tasa actual estimada de mortalidad por pesca ( $F$ ) ha caído por debajo de  $F_{RMS}$ . Para evaluar la sensibilidad de los resultados de la previsión a la formulación y supuestos del modelo de evaluación de stock, se realizaron previsiones utilizando diversos modelos de evaluación de stock. Estos modelos incluían el caso base del modelo ASPIC (versión 3.82), el modelo de producción excedente Bayesiano que se desarrolló en la evaluación de 1999 y el modelo ADAPT VPA unisex que se desarrolló también en la evaluación de 1999. En todos estos modelos, la previsión de la población fue de siete años en el futuro (2009), asumiendo las políticas de pesca definidas más adelante. 2009 es el décimo años del periodo de recuperación de 10 años que proyectó la Comisión en 1999 para el pez espada del Atlántico norte.

Para todas las previsiones, se asumió que la captura de 2002 era igual a la captura máxima permitida de 10.400 t que se estableció para 2002. Se llevaron a cabo políticas de captura constante con capturas (incluyendo descartes) de 9.000 t, 10.000 t, 11.000 t, 12.000 t, 13.000 t, 14.000 t y 15.000 t. Los valores superiores a estas cantidades no se consideraron ya que el RMS para el stock del

Atlántico norte se estimó en aproximadamente 14.300 t según el ensayo del caso base del modelo de producción excedente.

- *Modelos de producción (ASPIC 3.82)*

Partiendo del caso base desarrollado con el modelo ASPIC (véase la sección 3.e) se realizaron previsiones de población mediante *bootstrap*. La **Figura 23** muestra la mediana de las trayectorias de abundancia. Las extracciones totales de 14.000 t o inferiores provocan que la mediana de las trayectorias de abundancia aumente. Las políticas de captura constante superior a 14.000 t produjeron un descenso de la mediana y que el valor de F en cada año futuro fuera mayor que el nivel de  $F_{RMS}$ . En la **Figura 23** se muestran también intervalos de probabilidad del 80% para cada trayectoria de abundancia y, como se esperaba, estos intervalos aumentan progresivamente en cada año futuro, indicando así menos certeza en las trayectorias de población previstas con cada año futuro. El valor de la mediana mostró aumentos para las políticas de captura constante de 14.000 t e inferiores. Sin embargo, el límite menor (10° percentil) para la trayectoria de abundancia descendió para las políticas de captura constante de más de 11.000-12.000 t. Por lo tanto, para las políticas de captura constante superiores a 11.000 t, había más de un 10% de probabilidad de que la política de captura provocara un descenso en la abundancia. Estos resultados aparecen resumidos en la **Figura 24**, que muestra una curva de probabilidad de las probabilidades de alcanzar valores especiales para  $B/B_{RMS}$  a partir de las diversas opciones de captura constante.

Los 10°, 25°, 50°, 75° y 90° percentiles para  $B/B_{RMS}$  en cada año desde 2002 hasta 2010 aparecen en la **Tabla 17**. Esta tabla indica, como se menciona anteriormente, que las políticas de captura constante de 12.000 t y superiores tienen más de un 10% de probabilidades de provocar descensos en la abundancia.

La Comisión solicitó conocer escenarios de reconstitución que alcanzaran por lo menos un 50% de probabilidades de recuperación a los niveles de RMS en 2009. De acuerdo con el modelo ASPIC de base, una política de 14.000 t de captura constante implementada desde 2003 tendría un 50% de probabilidades de alcanzar un nivel de biomasa de al menos el 106% de  $B_{RMS}$  en 2009 (**Tabla 17**). Una política de captura constante de 13.000 t tendría un 50% de probabilidades de alcanzar un nivel de biomasa de al menos el 107% de  $B_{RMS}$  en 2005. Una política de captura constante de 12.000 t tendría un 50% de probabilidades de alcanzar un nivel de biomasa de al menos el 107% de  $B_{RMS}$  en 2004.

- *Modelo de producción excedente Bayesiano*

Se llevó a cabo un análisis Bayesiano de decisión (SCRS/1999/085) con el modelo de producción excedente Bayesiano que se aplicó en la evaluación de stock de 1999. Este análisis se realizó utilizando las mismas distribuciones previas informativas para la tasa intrínseca de incremento ( $r$ ) y distribuciones previas para los demás parámetros del modelo, como en la evaluación de 1999. Las previsiones se realizaron con las mismas políticas de captura que las aplicadas en los ensayos del modelo ASPIC para un horizonte temporal que finalice en 2009. La **Figura 25** muestra la mediana de las trayectorias de la biomasa con intervalos de probabilidad del 80% para cada política de captura constante y la **Tabla 18** muestra algunos de las estadísticas resumidas a partir de estas previsiones. Estos ensayos fueron ligeramente menos optimistas que el caso base desarrollado con ASPIC. Las políticas de captura constante de 13.000 t e inferiores produjeron una mediana creciente de las trayectorias. Una captura constante de 13.000 t tendría un 50% de probabilidades de alcanzar una biomasa justo por encima de  $B_{RMS}$  en 2009, es decir, existe un 53% de probabilidades de que  $B_{2009}$  sea superior a  $B_{RMS}$ . Sin embargo, el valor medio posterior para  $B_{2009}/B_{RMS}$  era menor que 1, es decir 0,98, lo que indica un giro negativo en la distribución de los valores futuros de la biomasa. Además, sólo existe un 67% de probabilidades de que  $B_{2009}$  sea superior a  $B_{2002}$  y sólo un 8% de posibilidades de que  $F_{2009}$  sea inferior a  $F_{2002}$ . En cambio, con una captura constante de 12.000 t, la biomasa media posterior era superior a  $B_{RMS}$ , es decir, a un 1,08 de  $B_{RMS}$ , existía un 87% de probabilidades de que  $B_{2009}$  fuera superior a  $B_{2002}$  y un 53% de probabilidades de que  $F_{2009}$  fuera inferior a  $F_{2002}$ .

Los ensayos Bayesianos fueron ligeramente menos optimistas que el caso base desarrollado con ASPIC a causa de la función de densidad probabilística (pdf) de la distribución previa informativa para  $r$  que se utilizó en la evaluación Bayesiana. Esta tenía un valor de mediana de 0,41. La media posterior resultante para  $r$  fue 0,41, un poco menos que la estimación obtenida en la evaluación ASPIC, que fue de cerca de 0,54. El valor menor para  $r$  en los ensayos Bayesianos provocó una tasa ligeramente menor de incremento de la abundancia para cada política de captura constante evaluada que en las previsiones realizadas con ASPIC.

Para evaluar la influencia sobre las previsiones de las distribuciones previas informativas para  $r$ , se llevó a cabo un segundo análisis de decisión Bayesiano utilizando una distribución previa no informativa para  $r$ . Utilizando esta distribución para  $r$ , el valor medio posterior para  $r$  era de 0,49, cifra más cercana a la obtenida a partir del caso base desarrollado con ASPIC, por lo que se esperan resultados más similares en las previsiones. La **Figura 26** muestra las medianas y los intervalos de probabilidad del 80% para las trayectorias. La **Tabla 19** muestra las estadísticas resumidas para las previsiones de captura. Los resultados de las previsiones obtenidos eran prácticamente idénticos a los obtenidos en el caso base desarrollado con ASPIC. Esta vez, al igual que en el caso base de ASPIC, las políticas de captura constante de 14.000 t e inferiores podrían producir una biomasa superior a  $B_{RMS}$  en 2009 con una probabilidad de, por lo menos, el 50%.

#### - VPA

Se realizaron previsiones mediante *bootstrap* utilizando los resultados de caso base unisex del VPA. La selectividad futura se calculó a partir de la media geométrica de las estimaciones de la tasa de mortalidad por pesca para 1998-2000. Se asumió que los pesos para cada edad distinta del grupo plus eran iguales a la media de los pesos de la captura observada en 2000 (en coherencia con los análisis de rendimiento por recluta). El peso medio del grupo plus se calculó a partir de la media de edad del grupo plus utilizando curvas de crecimiento unisex. El promedio de edad del grupo plus en 2000 se dedujo del peso por clases de edad observado invirtiendo la curva de crecimiento (véase la documentación de PRO-2BOX). Para los dos primeros años de las previsiones se utilizó la captura observada de 2001 (9.797 t) y el TAC de 2002 (10.400 t). Después de esto, las capturas futuras se establecieron en uno de los escenarios de captura constante definidos anteriormente para los modelos de producción. Los reclutamientos futuros (edad 1) fueron extraídos de forma aleatoria de los valores estimados para 1978-1999 (escenario de reclutamiento “medio”) o de los valores estimados para 1997-1999 (escenario de reclutamiento “reciente”). Dado que el reclutamiento de 2000 no había sido bien estimado por los modelos VPA, se sustituyó también por una extracción aleatoria.

Todas las previsiones (reclutamientos “medios” y “recientes”) indican un incremento a corto plazo en la mediana de la trayectoria de la biomasa del stock reproductor de cerca de la mitad de  $SSB_{30\%}$  en 2001 hasta superar el  $SSB_{30\%}$  en 2003 (**Figuras 27 y 28**), incluso aquellos con un TAC de 15.000 t (en gran parte debido a las estimaciones recientes de reclutamiento elevado). La mediana de las trayectorias continuó incrementando a lo largo de 2009 en todos los casos excepto en el de la previsión de 15.000 t con un reclutamiento medio, en el que la trayectoria comienza un lento descenso después de 2005. El grupo señaló que las tendencias de la biomasa predichas por el VPA, especialmente bajo el escenario de reclutamiento medio, eran bastante coherentes con las previsiones del modelo de producción excedente. Esto proporciona cierta confirmación de que los modelos de producción excedente están modelando de forma adecuada la dinámica de población del pez espada del Atlántico norte a pesar de los cambios en el reclutamiento a lo largo de la serie temporal. Sin embargo, la tendencia aparente en las series temporales de reclutamiento sigue causando cierta inquietud al interpretar las previsiones. Si los reclutamientos futuros continúan al elevado nivel observado desde finales de los 90, entonces la biomasa que sostendría el rendimiento máximo sostenible sería mayor que las estimaciones de los actuales modelos de producción, lo que posiblemente implica que las previsiones del modelo de producción serían demasiado optimistas acerca de la probabilidad de alcanzar la  $B_{RMS}$  objetivo. A la inversa, si los reclutamientos caen hasta los niveles observados en los 80 y principios de los 90, las previsiones del VPA podrían estar sobreestimando la velocidad a la que aumentará la población, incluso bajo el escenario de reclutamiento medio. El grupo señaló también

que podrían producirse efectos sobre las series temporales de cpue a partir de cambios en las regulaciones (por ejemplo respecto a la captura de peces pequeños) y dado que estos efectos son actualmente inciertos, no se tienen en cuenta en la evaluación de stock actual.

### 3.8.2 Atlántico sur

Debido a las incoherencias en las tendencias de la serie temporal de cpue comercial para las flotas pesqueras dirigidas y no dirigidas en el Atlántico sur, el grupo tenía poca confianza en las entradas de la tendencia de abundancia de la evaluación del pez espada del Atlántico sur y se decidió que no se llevarían a cabo previsiones multianuales para el stock de pez espada del Atlántico sur.

### 3.8.3 Resumen de los resultados de los ensayos de las previsiones

Las previsiones realizadas en esta evaluación indican que para el stock del Atlántico norte, las capturas constantes de hasta 14.000 t cumplirían con el plan de recuperación y es una cifra mucho más elevada que la que se decidió en la evaluación de 1999 que bastaría para lograr una recuperación. Esto y la aparentemente rápida recuperación reciente en la abundancia producida en el stock del norte se ha producido a partir de un reclutamiento bastante mayor en los últimos años, además de una reducción en las capturas, y posiblemente también debido a las regulaciones implementadas para proteger a los peces más jóvenes. Los reclutamientos estimados más recientes son elevados pero también poco ciertos. Sólo sería posible determinar de una manera fiable si capturas superiores a las recientes son sostenibles si en los próximos años se lograra información adicional acerca de los reclutamientos más recientes y los futuros. En resumen, parece haber posibilidades de aumentar la captura del pez espada del Atlántico norte, pero la cantidad en que se aumente esta captura depende de las garantías que quiera tener la Comisión de una recuperación. (**Figuras 23, 24**).

## 4 Factores medioambientales

Documentos presentados con anterioridad al SCRS indicaban observaciones respecto a la coincidencia de valores bajos del NAO invernal (cerca de cero o negativos) con niveles relativamente elevados de reclutamiento de pez espada, definidos a partir de tasas de captura estandarizadas de la edad 1 (CPUE1) durante un periodo de tiempo limitado para el que se dispone de datos de la pesquería. Las amplias fluctuaciones anuales del índice NAO invernal pueden incluirse en las fluctuaciones cíclicas de medio a largo plazo (multi-décadas). Algunas hipótesis se presentaron al SCRS en documentos previos en un intento de explicar esta posible relación entre la Oscilación del Atlántico Norte invernal (NAO invernal) y los niveles de reclutamiento (R) así como el impacto potencial de tal relación sobre las tendencias de la biomasa del stock a lo largo de ciclos de varias décadas (SCRS/98/111, SCRS/99/057, SCRS/2000/099, SCRS/2001/038).

Tras un reciente periodo de valores por lo general muy positivos del NAO, el índice NAO de 1996 y 1997 podría indicar un posible cambio en el ciclo NAO (Halpert and Bell, 1997; citado en SCRS/2002/105) aunque se esperan también valores positivos en este nuevo ciclo. Una de las consecuencias más dramáticas del bajo nivel del NAO de 1996 fue la reorganización a gran escala de los patrones de circulación oceánica en el Atlántico NW en comparación con los años posteriores (Anónimo, 2001).

La posición latitudinal en el recorrido de la Corriente del Golfo, al menos durante las últimas tres o cuatro décadas, se correspondía con el índice invernal de Oscilación del Atlántico Norte (NAO invernal) (Hurrell, 1995), por lo que el NAO explicaría aproximadamente el 60% de la varianza observada en la posición de esta corriente durante dicho periodo (**Figura 29**). Los elevados valores que presenta el índice NAO invernal respaldarían la definición de la corriente más hacia el norte aproximadamente uno o dos años más tarde (Taylor and Stephens, 1998; Joyce et al., 2000; Frankignoul et al., 2001). A lo largo de las décadas recientes se han observado cambios considerables en la Corriente del Golfo –especialmente desde principios de lo 70, volviéndose más pronunciados



desde finales de los 80- en comparación con periodos anteriores, debido a estos valores NAO tan elevados –de hecho sin precedentes-. Como consecuencia, en años recientes, la Corriente del Golfo se ha trasladado de forma considerable hacia el norte, tanto que esta es la primera vez que se han registrado cambios de esta magnitud en los últimos 45 años (Frankignoul et al., 2001).

Este movimiento latitudinal del índice GSNW (Corriente del Golfo del Noroeste) se ha asociado con cambios en la temperatura y con la abundancia de zooplancton en diversas regiones, incluyendo áreas situadas a una distancia considerable del Atlántico noreste (Taylor, 1995; Taylor y Stephens, 1980). Diversos autores (Willis et al., 1995; Taylor, 1996) han sugerido la posibilidad de que esté relacionado con efectos climáticos locales. Además, las fluctuaciones del índice GSNW se corresponden en cierta medida con los valores descubiertos, dos años antes, de una medida de la oscilación “El niño” (ENSO) en el Océano Pacífico (Taylor et al., 1998).

El documento SCRS/2002/105 proporciona información adicional a la de documentos anteriores, y trata los niveles de reclutamiento del pez espada del Atlántico norte entre 1982 y 2000 además de establecer una posible relación con los indicadores atmosféricos (NAO invernal) y oceanográficos (índice GSNW) entre otros (**Figura 30**). Se compararon los datos estandarizados de CPUE de la edad 1 (CPUE1) con el índice invernal de oscilación del Atlántico Norte actualizado (NAO invernal) (Hurrell, 1995) y con el índice actualizado de la Corriente del Golfo del Noroeste (GSNW) (**Figuras 31 y 32**). Durante las últimas décadas, se han observado cambios considerables en la Corriente cálida del Golfo, especialmente desde principios de los 70, que se han vuelto más pronunciados desde finales de los 80 debido a los extremadamente elevados –de hecho sin precedentes- valores del NAO en comparación con periodos anteriores. Como consecuencia, durante algunos años recientes, la Corriente del Golfo ha presentado desplazamientos sin precedentes hacia el norte y cambios en términos de dinámica registrados por primera vez en décadas recientes. También se observaron otros factores oceanográficos relacionados con la importante dinámica del grupo de corrientes del Atlántico noroeste. Durante estos periodos, que presentaron en general índices NAO y GSNW muy positivos, los niveles de reclutamiento del pez espada han permanecido, por lo general, bajos, excepto durante los pocos años que presentaban únicamente algunos valores NAO negativos y positivos en un ciclo en general muy positivo. El posible cambio en el ciclo NAO que tuvo lugar desde 1996, junto con los cambios oceanográficos asociados producidos en el Atlántico noroeste, podrían haber llevado a un nuevo escenario en el patrón de reclutamiento observado en este stock, que alcanzó niveles elevados después de 1995. En este documento se trata también la importancia de algunos indicadores oceanográficos del Atlántico noroeste en relación con fluctuaciones en el NAO, que podrían ser objeto de un estudio específico con el fin de explicar los ciclos observados en el reclutamiento de esta especie u otras. Este documento recomienda asimismo que los futuros estudios medioambientales se centren en factores oceanográficos en el Atlántico noroeste relacionados con el NAO.

Además de la relación descrita entre los dos índices –NAO y GSNW- también se indica la relación entre los ciclos del NAO y el Transporte Baroclínico hacia el Este en t/seg de la Corriente del Golfo/del Atlántico Norte (EBTGSNAC en sus siglas en inglés) así como la variación en la temperatura del Agua convectiva profunda en el Mar de Labrador (DCWLS en sus siglas en inglés), entre otros procesos oceanográficos bien conocidos (McCarney et al., 1997, citado por el SCRS/2002/105). Los ciclos positivos (negativos) del NAO están relacionados con un mayor (menor) EBTGSNAC así como con valores inferiores (superiores) de la temperatura de la DCWLS (**Figura 33**). Aunque lamentablemente estas series de indicadores no pudieron actualizarse para esta reunión, los datos disponibles de años anteriores sugieren que existen ciclos oceanográficos claros en zonas del Atlántico noroeste que podrían tener un efecto crítico sobre los regímenes de reclutamiento de esta especie u otra especie similar. Un ciclo NAO positivo podría provocar que grandes masas de agua sean transportadas hacia el NE y los huevos y larvas tenderían a ir a la deriva hacia latitudes más altas con una DCWLS más fría. En resumen, un NAO negativo sería probablemente favorable para la retención de huevos y larvas en zonas que presentan condiciones físicas más apropiadas para el desarrollo y la supervivencia durante las primeras etapas vitales, críticas, de estas larvas y prerreclutas. Por lo tanto, la hipótesis respecto a las “zonas de retención” y “hábitat apropiado” (Illex & Sinclair 1982; Sharp 1980, citado por Larrañeta 1996) sería aplicable y admisible en estas circunstancias.

Basándonos en todo lo anterior, parecería que debe darse prioridad a los estudios sobre variables oceanográficas en el Atlántico NW. Las variables anteriormente mencionadas, entre otras, podrían ser susceptibles de actualización y estudio en mayor profundidad, como factores potenciales de condición en los regímenes observados en el reclutamiento de pez espada.

Estos factores oceanográficos podrían ser también importantes en otras especies como por ejemplo el atún blanco, que tiene zonas de reproducción geográficamente cercanas en proximidad y cuyo reclutamiento ha sido recientemente asociado con valores del NAO invernal y el GSNW (Santiago, SCRS/97/040; Borja y Santiago, SCRS/2001/033). Profundizar en estos ciclos de la dinámica oceanográfica del Atlántico NW podría ser útil también para explicar los fenómenos que se ha observado afectan a otras especies de túnidos que llevan a cabo la reproducción y la migración en estas regiones del Atlántico NW.

El documento SCRS/2002/140 proporciona información medioambiental obtenida de una de las dos marcas electrónicas pop-up colocada en peces espada (marca tipo Microwave Telemetry con un dardo de acero inoxidable). Las posiciones de liberación y pop-up fueron ambas en aguas tropicales cálidas. Este pez se sumergió hasta los 300-400 m hacia el amanecer, permaneció sumergido durante el día y por la noche emergió hasta los 50 m. La temperatura del agua en la capa donde nadaba el pez era de 7°-8°C durante el día y de 25°-29°C durante la noche (**Figura 34**). Este comportamiento es diferente al observado a través de otros experimentos con marcas pop-up en aguas más frías del Pacífico.

El documento SCRS/2002/098 proporciona mapas de temperaturas medias esperadas (°C) en los meses de febrero y agosto a profundidades de 0 m (SST), 100 m, 200 m, y 300 m, mostrando la diferente estructura termal entre las diversas capas en las zonas del norte y del sur, mostrando importantes diferencias entre las zonas orientales y occidentales. Teniendo en cuenta la información que facilita el SCRS/2002/140, esta información podría ser un elemento clave para comprender el comportamiento de los peces espada. Las diferencias entre la estructura termal de las capas superficiales entre las regiones (por ejemplo SW y SE) sugieren que las SST pueden no ser el mejor indicador medioambiental para explicar las diferencias en la distribución geográfica de esta especie o para definir sus hábitats preferidos. Debe prestarse especial atención a estos factores globales de condición termal de las capas superficiales al obtener e interpretar series temporales de las tasas de captura basadas en datos procedentes de flotas comerciales que han faenado en diferentes regiones durante periodos de tiempo distintos o/y han cambiado su tradicional arte de pesca para dirigirse a una especie diferente y/o han modificado sus criterios para seleccionar la profundidad del arte de pesca, etc.

## 5 Efectos de las regulaciones actuales

Este informe sólo tiene en cuenta los datos de captura transmitidos al SCRS por los diferentes países y que estaban disponibles durante la reunión. Es probable que la captura total para 2001 haya sido infradeclarada debido a la falta de información de algunos países. Sin embargo, este año el Grupo ha hecho una estimación global de las capturas no declaradas en 2001 trasladando los datos del año anterior (**Tabla 1**, véase la nota al pie).

Canadá, Taipei Chino, Japón, Sudáfrica, España y Estados Unidos proporcionan los datos de captura por clases de talla basándose en el muestreo nacional. Otras naciones se sustituyen de forma parcial (por ejemplo Brasil y Portugal) o total a partir de estos datos. El SCRS considera que no es apropiado aplicar estas estimaciones científicas para evaluar el cumplimiento y por lo tanto sólo se facilitan los datos resumidos.

### - *Límites de captura*

El total admisible de captura en el Atlántico norte en 2001 fue de 10.500 t (10.200 t retenidas y 300 t descartadas). Los desembarques declarados en 2001 fueron 8.605 t y los descartes estimados fueron 828 t. Es probable que la captura total para 2001 fuera infradeclarada.

El total admisible de captura en el Atlántico sur en 2001 fue de 14.620 t. los desembarques declarados en 2001 fueron 13.379 t y los descartes declarados fueron menos de 1 t. Es probable que la captura total para 2001 fuera infradeclarada.

### - *Límites de talla mínima*

Hay dos opciones de talla mínima que se aplican a todo el Atlántico: 125 cm LJFL con un 15% de tolerancia o 119 cm LJFL con tolerancia cero y evaluación de los descartes. En la **Tabla 20** y la **Figura 35** aparecen estos datos para el Atlántico norte y sur hasta 2000. A falta de datos de talla, no se pudieron actualizar o examinar estos datos para 2001.

En 2000, el porcentaje declarado de pez espada desembarcado (en todo el Atlántico) con talla inferior a 125 cm LJFL fue de aproximadamente el 21% (en números) en términos globales para todos los países que pescan en el Atlántico. Si este cálculo se realiza empleando los desembarques declarados más los descartes estimados, el porcentaje de peces inferiores a 125 cm LJFL estaría en torno al 25%. El Grupo señaló que esta proporción de peces pequeños no aumentó mucho aunque el reclutamiento en el Norte ha sido bastante elevado en años recientes.

### - *Otras implicaciones*

El Grupo manifestó su inquietud sobre las incertidumbres en la estructura del stock de pez espada del Atlántico y la posibilidad de que estos stocks supuestos no reflejen de una forma exacta la distribución geográfica de los respectivos stocks.

El Grupo mostró su inquietud porque en algunos casos las regulaciones han provocado el descarte de peces espada capturados en el stock del Norte y, hasta cierto punto, podrían haber influido en un comportamiento similar de la flota que pesca el stock de pez espada del Atlántico sur. El Grupo considera que las regulaciones podrían haber tenido un efecto perjudicial en la disponibilidad y la coherencia de los datos científicos sobre los índices de capturas, tallas y CPUE de la flota del Atlántico. El Grupo manifestó su seria preocupación acerca del efecto de esta limitación en los datos para futuras evaluaciones.

En 2001, Estados Unidos introdujo vedas espacio-temporales en el Atlántico norte para proteger a los peces espada pequeños y a otras especies capturadas incidentalmente por el palangre. Estas vedas han reducido las capturas atribuidas a Estados Unidos y podrían haber redistribuido también la flota. Se desconocen los efectos sobre los datos de CPUE, aunque los análisis que se han realizado para examinar este impacto no revelaron un efecto importante sobre las tasas de captura de 2001.

## 6 Recomendaciones

### 6.1 Estadísticas

- 1) *Captura*. Todos los países que capturan pez espada (pesca dirigida o captura fortuita) deberían comunicar estadísticas de captura, captura por clases de talla (por sexo) y esfuerzo por áreas tan reducidas como sea posible, y por mes. Estos datos deben ser comunicados a ICCAT antes de las fechas límites, incluso cuando no se haya programado una evaluación analítica de stock. También se deberían facilitar datos históricos. Marruecos debería aportar datos de captura y talla del Atlántico y el Mediterráneo por zona real de captura y sobre una base anual. En el

caso de pesquerías que faenen como empresas conjuntas, se debería identificar esta situación en los datos de la Tarea I y Tarea II. Se recomienda la estimación de, al menos, la magnitud de las capturas IUU.

- 2) *Determinación de la edad*: Deberían actualizarse los códigos informáticos utilizados para determinar la edad de los peces espada en el Atlántico. Debería incorporarse la nueva curva de crecimiento específico del sexo (SCRS/2002/031) y una curva unisex calculada a partir de estos datos.
- 3) *Descartes*: Se debería facilitar información sobre el número de peces inmaduros capturados, y los números descartados muertos y vivos, de forma que pueda incluirse en su totalidad el efecto de los descartes en las evaluaciones de stock.. El muestreo con observadores debería ser suficiente para cuantificar los descartes en todos los meses y áreas tanto en las pesquerías dirigidas al pez espada como en las pesquerías de túnidos que capturan pez espada como captura fortuita. Se deberían llevar a cabo estudios para mejorar la estimación de los descartes y para identificar métodos que reduzcan la mortalidad por descarte del pez espada. También deberían realizarse estudios para estimar la mortalidad posterior de los peces espada descartados vivos; estos estudios son especialmente importantes dado el nivel de descartes que se produce debido a la recomendación que regula la talla mínima.
- 4) *Muestreo de tallas*: Todos los países y entidades pesquerías deberían llevar a cabo un nivel adecuado de muestreo de tallas, y cuando sea posible, muestreo por sexo, preferiblemente por mes y a una escala tan fina como sea posible. Si las unidades estándar de medida no son comunicadas a ICCAT, los científicos nacionales deberían proporcionar también los factores de conversión pertinentes. En ausencia de investigación para definir los niveles de muestreo adecuados, el Grupo recomendó por lo menos realizar una amplia fracción de muestreo, quizá tanto como del 20% (véase el SCRS/1999/019). Considerando las amplias capturas de *Japón* y la escasez de muestras de tallas de esta pesquería, se recomienda con fuerza que Japón continúe explorando procedimientos para obtener un esquema amplio de muestreo de tallas por tiempo y área. El Grupo indicó que Japón ha desarrollado un nuevo método para estimar la talla de los peces utilizando los registros de peso de los cuadernos de pesca, y se les insta a profundizar en la validación de este sistema.
- 5) *Especies objetivo*: Todas las flotas deberían registrar información detallada sobre registros de cuadernos de pesca para cuantificar qué especie o grupo de especies está siendo objeto de pesca. Se recomienda con especial interés información sobre características del arte y estrategia pesquera (incluyendo la hora del lance). Además, los observadores en la mar deberían recopilar información más detallada sobre la estrategia de pesca y las especies-objetivo. Este tipo de información ya se solicitó con anterioridad, y algunas flotas aún no han recogido estos datos. Brasil, Ghana y Uruguay deberían proporcionar información más completa tanto para la flota nacional como para la flota flezada, incluyendo la CPUE de otras especies obtenidas junto con el pez espada (como captura fortuita o pesca dirigida).

## 6.2 Investigación

- 6) *Estructura del stock*: El Grupo recomendó la celebración en 2004 de unas amplias jornadas de trabajo sobre la estructura de stock del pez espada.

*Genética*: El Grupo recomendó que los investigadores que hayan solicitado y recibido muestras para análisis genéticos hagan públicos los resultados de estos análisis, y que los diversos equipos de investigación deberían compartir las muestras para que se puedan llevar a cabo análisis complementarios.

*Marcado*: El Grupo recomendó el desarrollo de un proyecto experimental para aplicaciones específicas de marcado, tales como una estimación de las tasas de mortalidad por pesca y/o

esquemas migratorios. Un proyecto experimental podría ser especialmente útil para evaluar el potencial de aplicar marcas tradicionales y “pop-up” para evaluar las tasas de intercambio entre los stocks del Mediterráneo y del Atlántico. Además, debería fomentarse la continuación del marcado industrial a bordo de los barcos comerciales ya que los tamaños de las muestras son considerables y existen ventajas claras en lo que se refiere a tasas de declaración y calidad de las marcas recapturadas.

*Análisis de microelementos:* Se debería llevar a cabo un estudio piloto de análisis de microelementos con un número de individuos recolectados de áreas muy separadas, para examinar la resolución potencial de esta técnica en la delineación de la subdivisión del stock y la composición del stock mixto en el Océano Atlántico, Mar Mediterráneo y Océano Índico.

- 7) *CPUE:* El Grupo está preocupado por el hecho de que muchos de los índices de abundancia específicos de la edad muestran fuertes efectos anuales. Se ha recomendado que los futuros análisis de CPUE se deberían centrar en el desarrollo de métodos adicionales para incorporar explícitamente la variabilidad medioambiental en el modelo. Se debe tener en cuenta la agregación de las tendencias de CPUE por Sex Ratio por clases de talla Área (en vez del actual método de agregaciones por nación). Debería investigarse la idoneidad de obtener índices de abundancia específicos de la edad a partir de análisis independientes, deberían presentarse CVs con los análisis y deberían hacerse comparables los resultados de los modelos (por ejemplo de modelos de efectos fijos y aleatorios). Debería intentarse determinar por qué las tendencias de CPUE del Atlántico sur son contradictorias. Se recomienda desarrollar un índice único de biomasa para el Atlántico sur. Para los índices de biomasa, debería examinarse la influencia del nivel de agregación de los datos. Estados Unidos debería adoptar las medidas necesarias para mantener la serie temporal de datos de CPUE en sus zonas de veda con el fin de mantener la continuidad en el seguimiento de la pesquería.
- 8) *Métodos de evaluación de stock:* Se recomienda explorar más ampliamente métodos que representen y comuniquen mejor las incertidumbres (por ejemplo, enfoques Bayesianos). Además, las evaluaciones futuras deberían continuar dirigiéndose hacia modelos que posean mayor flexibilidad en el ajuste de los datos, según fueron originalmente recopilados. Se recomienda también que los modelos incorporen de una forma más completa información biológica y las incertidumbres asociadas con entradas biológicas.
- 9) *Próxima evaluación del stock de pez espada del Atlántico:* Se recomienda que la próxima evaluación de stock de pez espada tenga lugar dentro de, por lo menos, tres años (no antes de 2005) con el fin de avanzar en investigación básica y métodos de evaluación. Debe tenerse en cuenta que los datos necesarios para esta evaluación deberían llegar hasta, e incluir, el año anterior a la evaluación.

### **6.3 Ordenación**

#### *- Atlántico norte*

Desde la última evaluación realizada en 1999, el SCRS ha señalado a la Comisión que, desde 1997, se ha producido un reclutamiento elevado, y los datos de 2001 son coherentes con esta afirmación (cohortes de 1996-2000). Hay que señalar que este elevado reclutamiento se está observando ahora en varias pesquerías y se ha manifestado en diversas clases de edad. Este elevado reclutamiento, en combinación con las acciones que ha emprendido la Comisión para reducir la captura, ha producido un incremento en el tamaño del stock del Atlántico norte. Basándose en los resultados de la evaluación de 2002, que tiene en cuenta este reciente reclutamiento elevado, si la Comisión desea recuperar el stock de pez espada del Atlántico norte a niveles de biomasa que soporten los niveles de RMS en 10 años (hasta 2009) con una probabilidad algo superior al 50%, entonces la captura (incluyendo descartes) podría mantenerse en 14.000 t para 2003-2009. Con 15.000 t, la trayectoria del stock desciende. El Grupo señaló que las señales positivas en el reclutamiento reciente

pueden deberse, en parte, a influencia medioambiental, y se desconoce si esta influencia será positiva o negativa en un futuro. Además, las regulaciones actuales pueden provocar dificultades en la estimación de las tendencias de CPUE para algunas flotas. Teniendo en cuenta las incertidumbres inherentes a la evaluación, el Grupo advierte contra grandes incrementos en la captura superiores al TAC actual. Incrementos moderados en la captura (por ejemplo a niveles inferiores al RMS estimado) no sólo servirían de protección frente a sesgos potenciales en la evaluación, sino que también proporcionarían estabilidad al stock y a la pesquería.

#### - *Atlántico sur*

Existe una considerable incertidumbre en los datos para la evaluación del Atlántico sur. La incertidumbre es tal que las tendencias contradictorias de CPUE procedentes de las pesquerías dirigidas y de captura fortuita no produjeron resultados fiables a partir del caso base del modelo de producción y por lo tanto no se pudieron calcular estimaciones fiables del RMS y de tendencias de la biomasa. Por una parte, la reciente tendencia para la CPUE dirigida es muy estable; por otra parte la de las pesquerías de captura fortuita muestra un abrupto descenso en años recientes. El Grupo es incapaz de determinar cuál es indicativa de la abundancia del stock de pez espada del Atlántico sur. La falta de información procedente de algunas importantes flotas pesqueras del Atlántico sur impide que el Grupo haga compatibles estas dos tendencias.

El Grupo señaló que, desde la implementación de las recomendaciones que regulan el límite de captura, se ha producido una considerable expansión en las actividades de las flotas y flotas fletadas que se dirigen al pez espada en el Atlántico sur y continúa preocupándole que los datos de CPUE de estas nuevas actividades pesqueras no estén disponibles. Sin embargo, esta reciente expansión de la pesquería es coherente con la CPUE estable para la pesquería dirigida considerada por la sesión de evaluación de stock. Dada esta evolución de la pesquería, y la aparente estabilidad en al menos una pesquería dirigida como resultado de recientes reducciones en la captura, el Grupo recomienda que la captura debería permanecer más o menos al mismo nivel de años pasados (14-15.000 t). No es probable lograr un consejo más cuantitativo y fiable a falta de datos de CPUE de algunas de las principales flotas que pescan en el Atlántico sur.

## **7 Otros asuntos**

El Grupo realizó un borrador del Resumen ejecutivo del pez espada del Atlántico así como una Respuesta a la Comisión sobre las cuestiones planteadas por la Resolución [01-04] (peces pequeños, información en el **Apéndice 4**).

## **8 Adopción del informe y clausura**

El informe fue adoptado por el Grupo durante la reunión.

## **Referencias**

- ANONYMOUS. 2001. Marine Ecosystems Responses to Climate in the North Atlantic. MERCINA working group report, year 2001.
- AROCHA, F. 1997. The reproductive dynamics of swordfish *Xiphias gladius* L. and management implications in the northwestern Atlantic. PhD Dissertation, University of Miami. University of Microfilms Inc. Ann Arbor, Mi. UMI #9805928. 383 pp.
- FRANKIGNOUL, C., G. de Coetlogon, T. M. Joyce, and S. Dong. 2001. Gulf Stream variability and ocean-atmosphere interaction. *J. Phys. Oceanogr.* 31: 3516-3529.

- HURRELT. 1995. Decadal trend in the North Atlantic Oscillation: Regional Temperatures and Precipitation. *Science* 269:676-679.
- JOYCE, T.M., C. Deser, and M.A. Spall. 2000. The relation between decadal variability of subtropical mode water and the North Atlantic Oscillation. *J. Climate* 13: 2550-2569.
- LARRAÑETA, M. G. 1996. Ecología de la relación stock-reclutamiento en los peces marinos. *Oceanides* 11 (2).
- TAYLOR, A. H. 1995. North-South shifts of the Gulf Stream and their climatic connection with the abundance of zooplankton in the UK and its surrounding seas. *ICES Journal of Marine Science* 52: 711-721.
- TAYLOR, A. H. 1996. North-South shifts of the Gulf Stream: ocean-atmosphere interactions in the North Atlantic. *International Journal of Climatology* 16: 559-583.
- TAYLOR A. H., M.B. Jordan, and J.A. Stephens. 1998. Gulf Stream shifts following ENSO events. *Nature* 393, 638.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens. 1980. Latitudinal displacements of the Gulf Stream (1966-1977) and their relation to changes in temperature and zooplankton abundance in the NE Atlantic. *Oceanologica Acta* 3(2): 145-149.
- TAYLOR, A.H., and J.A. Stephens. 1998. The North Atlantic Oscillation and the latitude of the Gulf Stream. *Tellus* 50(A): 134-142.
- WILLIS, A.J., N.P. Dunnett, R. Hunt, and J.P. Grime. 1995. Does Gulf Stream position affect vegetation dynamics in Western Europe? *Oikos* 73: 408-410.

**Table 1. Estimated catches (landings and discards, t) of swordfish by major area, gear and flag**

			1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	
<i>Total ATL</i>			3746	2781	3193	3503	3134	3602	3359	4802	4996	6403	4287	5397	6111	11608	13288	11230	11301	10684	11620	13684	14921	7432	7346	9152	9115	11901	9508	
AT.N			3646	2581	2993	3303	3034	3502	3358	4578	4904	6232	3828	4381	5342	10190	11258	8652	9349	9107	9172	9203	9495	5266	4766	6074	6362	8839	6696	
AT.S			100	200	200	200	100	100	1	224	92	171	459	1016	769	1418	2030	2578	1952	1577	2448	4481	5426	2166	2580	3078	2753	3062	2812	
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	
AT.N	Landings	Longline	1445	966	966	1203	305	619	374	1010	875	1428	1042	2060	3202	9193	10833	7759	8503	8679	8985	9003	9197	5208	4469	5519	5139	7078	5234	
		Other Surf.	2201	1615	2027	2100	2729	2883	2984	3568	4029	4804	2786	2321	2140	997	425	893	846	428	187	200	298	58	297	555	1223	1761	1462	
	Discards	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
AT.N	Landings	BARBADOS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		BRASIL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		CANADA	1290	1523	1890	1990	2573	2722	2761	3102	3219	4014	2328	1913	2092	7482	7099	4674	4433	4794	4393	4257	4800	0	0	0	0	2	21	15
	CANADA-JPN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	CHINESE TAIPEI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	1	48	99	150	283	304	294	168	316	265	272	471		
	CUBA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	300	300	300	400	125	134	171	175	336	224	97	134	160	75	248	572	280	283		
	EC-DENMARK	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-ESPANA	1445	966	966	1203	305	619	374	1000	832	1100	722	1700	2300	1000	1800	1433	2999	2690	3551	3502	3160	3384	3210	3833	2893	3747	2816		
	EC-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-IRELAND	0	0	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	
	EC-ITALY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-MARTINIQUE	0	0	0	0	0	0	100	100	100	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	6	15	11	12	11	8	11	21	37	92	58	32		
	EC-U.K	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	FAROE-ISLANDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	GRENADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	ICELAND	0	0	0	0	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	0	0	0	0	0	0	0	10	43	28	20	54	106	311	700	1025	658	280	262	130	298	914	784	518	1178	2462	1149		
	KOREA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	27	46	24	22	40	159	155	374	152	172	335		
	LIBERIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	MAROC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	12	6	118	100	61	34	43	20	17	33	43	18	15	15	12		
	MEXICO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	4	3	0	0		
	NEI-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	NEI-2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	NORWAY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	300	300	200	600	400	200	0	0	0	0	0	0	
	PANAMA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	171	24	25	91	
	PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	POLAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	0	0	0	0	
	RUMANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	SENEGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	SEYCHELLES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	SIERRA LEONE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	ST.LUCIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	ST.VINCENT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	TRINIDAD & TOBAGO	0	0	0	0	0	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	911	92	137	110	156	161	223	366	710	690	458	408	424	1250	1384	1227	614	474	274	170	287	35	246	406	1125	1700	1429		
	U.S.S.R	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	8	22	21	11	24	24	28	26	17	32	19		
	UK-BERMUDA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	13	12	8	11	21	18	100	23	52	27	23	24	52	43			
AT.N	Discards	CANADA	0	0	0	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	0	0	0	0	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	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0



**Table 1. (cont)**

			1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976				
AT.S	Landings	Longline	0	0	0	0	0	0	1	124	92	71	359	816	769	1418	2030	2578	1952	1577	2348	4281	5426	2164	2580	3078	2753	3062	2812				
		Other Surf.	100	200	200	200	100	100	0	100	0	100	100	200	0	0	0	0	0	0	0	100	200	0	2	0	0	0	0	0			
	Discards	Longline	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0				
		Other 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			
	Landings	ANGOLA	100	200	200	200	100	100	0	100	0	100	100	200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
		ARGENTINA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	281	111	196	400	508	400	200	79	259	500	400	63	100	48	10	10	111			
		BELIZE.SH.OB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
		BENIN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		BRASIL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	440	251	125	125	125	125	62	100	181	162	154	121	161	465	514	365			
		BULGARIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
		CAMBODIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		CHINESE TAIPEI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	5	3	1	95	166	488	828	1281	779	807	1104	802	935	745		
		COTE D'IVOIRE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		CUBA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	63	101	164	122	559	410	170	148	74	66	221	509	248	317			
		EC-ESPANA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		EC-FRA.ESP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		G.EQUATORIAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		GHANA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	200	0	0	0	0	0	0	0	0	
		HONDURAS-OB.SH	0	0	0	0	0	0	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	0	0	0	0	0	0	1	124	92	71	78	265	321	825	1288	1845	1300	474	859	2143	2877	664	1023	480	191	805	105				
		KOREA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	4	54	79	77	370	382	256	249	602	563	279	812				
		LIBERIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		LITUANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		NAMIBIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		NEI-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		NIGERIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		PANAMA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	274	90	40	219			
		PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		SAO TOME & PRINCIPE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		SOUTH AFRICA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		TOGO	0	0	0	0	0	0	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	0	0	0	0	0	0	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.S.R	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	39	56	158	155	89	176	176	202	188	123	231	138			
		UK-S.HELENA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		URUGUAY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
			Discards	U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
UNCL	Landings	Longline	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
		Other 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		
	Discards	Longline	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
		Other 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		
Landings	SENEGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
	ST.VINCENT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
Discards	U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			

**Table 1. (cont)**

		1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
Total ATL		9264	14601	15231	18881	15155	19662	19929	21930	23969	24380	26266	32469	34098	32796	28647	29027	32659	35104	38624	33324	31432	26031	27060	26920	22833	
	AT.N	6409	11835	11937	13558	11180	13215	14527	12791	14383	18486	20236	19513	17250	15672	14934	15394	16644	15389	16740	15040	12957	12196	11713	11459	9433*	
	AT.S	2855	2766	3294	5323	3975	6447	5402	9139	9586	5894	6030	12956	16848	17124	13713	13633	16015	19715	21884	18284	18475	13835	15346	15461	13379**	
	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	21	
AT.N	Landings	5458	11123	11177	12831	10549	13019	14023	12664	14240	18269	20022	18927	15348	14026	14208	14288	15568	14223	15661	13655	12146	10783	10572	9633	8198	
	Longline																										
	Other Surf.	951	712	760	727	631	196	504	127	143	217	214	586	1902	1646	511	723	669	458	553	797	360	928	612	659	407	
	Discards	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	215	383	408	708	526	562	439	476	525	1165	822	
	Longline	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	Other Surf.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	26	12	9	4	1	
	Landings	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	33	16	16	12	13	19	
	BARBADOS	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	0
	BRASIL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	CANADA	113	2314	2970	1885	561	554	1088	499	585	1059	939	898	1247	911	1026	1547	2234	1676	1610	739	1089	1115	1119	968	1079	
	CANADA-JPN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	337	304	22	102	
	CHINESE TAIPEI	246	164	338	134	182	260	272	164	152	157	52	23	17	270	577	441	127	507	489	521	509	286	285	347	281	
	CUBA	398	281	128	278	227	254	410	206	162	636	910	832	87	47	23	27	16	50	86	7	7	7	7	7	0	
	EC-DENMARK	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	EC-ESPANA	3309	3622	2582	3810	4014	4554	7100	6315	7441	9719	11135	9799	6648	6386	6633	6672	6598	6185	6953	5547	5140	4079	3993	4595	4047	
	EC-FRANCE	0	0	0	5	4	0	0	1	4	4	0	0	0	75	75	75	95	46	84	97	164	110	104	122		
	EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	15	132	81	36		
	EC-ITALY	0	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-MARTINIQUE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	EC-PORTUGAL	38	17	29	15	13	11	9	14	22	468	994	617	300	475	773	542	1961	1599	1617	1703	903	773	777	732	735	
	EC-U.K	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	1	5	11	0	2	1		
	FAROE-ISLANDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	4	
	GRENADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	56	5	1	2	3	13	0	1	4	15	15	42	84		
	ICELAND	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	
	JAPAN	793	946	542	1167	1315	1755	537	665	921	807	413	621	1572	1051	992	1064	1126	933	1043	1494	1218	1391	1212	152	0	
	KOREA	541	634	303	284	136	198	53	32	160	68	60	30	320	51	3	3	19	16	16	19	15	0	0	0	0	
	LIBERIA	0	0	0	5	38	34	53	0	24	16	30	19	35	3	0	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	MAROC	7	11	208	136	124	91	129	81	137	181	197	196	222	91	110	69	39	36	79	462	267	191	119	114		
	MEXICO	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	14	0	0	14	28	24	37	27	
	NEL-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	76	112	529	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	NEL-2	0	0	0	0	12	0	0	0	0	14	3	131	190	185	43	35	111	0	0	0	0	0	0	0	0	
	NORWAY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	PANAMA	22	76	26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17	0		
	PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	POLAND	0	6	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	RUMANIA	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	SENEGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	6	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	SEYCHELLES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	
	SIERRA LEONE	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	
	ST.LUCIA	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	
	ST.VINCENT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	3	23	0	4	3	1	1	1	0		
	TRINIDAD & TOBAGO	0	0	0	0	0	0	21	26	6	45	151	42	79	66	71	562	11	180	150	158	110	130	138	41	75	
	U.S.A	912	3684	4619	5625	4530	5410	4820	4749	4705	5210	5247	6171	6411	5519	4310	3852	3783	3366	4026	3559	2987	3058	2908	2863	2217	
	U.S.S.R	15	23	10	21	0	69	0	16	13	18	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	UK-BERMUDA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	5	5	3	3		
	VENEZUELA	15	46	182	192	24	25	35	23	51	84	86	2	4	9	75	103	73	69	54	85	20	37	30	30	21	
	Discards	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	52	35	50	26	
	CANADA	0	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	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	626	508	
	U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	215	383	408	708	526	588	446	433	494	490	293	

\* NORTH: Where no catch was reported for 2001, previous years' data were carried over for the purpose of the 2002 production model, with the exception of Seychelles. Total amount of catch carried over was 364, making total estimated catch for the North Atlantic in 2001 of 9,797 t.

NOTE: Empty cells in 2001 indicate that catches were not reported to ICCAT.

**Table 1. (cont)**

			1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
AT.S	Landings	Longline	2840	2749	3265	5179	3938	6344	5307	8920	8863	4951	5446	12404	16398	16705	13287	13173	15620	17451	20910	17931	18279	13649	14792	15301	13222	
		Other Surf.	15	17	29	144	37	103	95	219	723	943	584	552	450	419	426	460	395	2264	974	352	175	176	548	158	156	
	Discards	Longline	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	10	6	1	0	
		Other 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	
	Landings	ANGOLA	0	0	0	0	0	0	0	26	228	815	84	84	84	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
		ARGENTINA	132	4	0	0	0	20	0	0	361	31	351	198	175	230	88	88	14	24	0	0	0	0	0	0	0	5
		BELIZE.SH.OB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	17	8		
		BENIN	0	0	0	0	18	24	0	86	90	39	13	19	26	28	28	26	28	25	24	24	10	0	3	0		
		BRASIL	396	372	521	1582	655	1019	781	468	562	753	947	1162	1168	1696	1312	2609	2013	1571	1975	1892	4100	3847	4721	4579	4082	
		BULGARIA	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
		CAMBODIA	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	
		CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	73	86	104	132	40	29	534	344	200	
		CHINESE TAIPEI	675	625	1292	702	528	520	261	199	280	216	338	798	610	900	1453	1686	846	2829	2876	2873	2562	1147	1168	1303	1167	
		COTE D'IVOIRE	0	0	0	0	0	0	0	10	10	10	10	12	7	8	18	13	14	20	19	26	18	25	26	20		
		CUBA	302	319	272	316	147	432	818	1161	1301	95	173	159	830	448	209	246	192	452	778	60	60	0	0	0		
		EC-ESPANA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	66	0	4393	7725	6166	5760	5651	6974	7937	11290	9622	8461	5832	5758	6388	5848	
		EC-FRA.ESP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4		
		EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	380	389	441	384	381	392	393	
		G.EQUATORIAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0		
		GHANA	0	0	0	110	5	55	5	15	25	13	123	235	156	146	73	69	121	51	103	140	44	106	121	117		
		HONDURAS-OB.SH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	4	5	2	8	0	0		
		JAPAN	514	503	782	2029	2170	3287	1908	4395	4613	2913	2620	4453	4019	6708	4459	2870	5256	4699	3619	2197	1494	1186	815	741	557	
		KOREA	699	699	303	399	311	486	409	625	917	369	666	1012	776	50	147	147	198	164	164	7	18	7	0	10		
		LIBERIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	26	28	28	28	28	28	0		
		LITUANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	794	0	0	0	0	0	0		
		NAMIBIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	730	469	751
		NEL-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	856	439	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		NIGERIA	0	0	0	0	0	0	83	69	0	0	0	0	0	0	0	3	0	857	0	9	0	0	0	0		
		PANAMA	28	83	26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	105	0		
		PHILIPPINES	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	
		SAO TOME & PRINCIPE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	14	14	0		
		SOUTH AFRICA	0	0	28	31	9	3	7	0	8	5	5	4	0	5	9	4	1	4	1	1	1	169	76	230	307	
		TOGO	0	0	0	0	0	0	0	0	6	32	1	0	2	3	5	5	8	14	14	64	0	0	0	0		
		U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	171	396	160	179	142	43	
		U.S.S.R	106	161	70	154	40	26	46	158	60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
		UK-S.HELENA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20	
		URUGUAY	0	0	0	0	92	575	1084	1927	1125	537	699	427	414	302	156	210	260	165	499	644	760	889	650	713		
	Discards	U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	10	6	1	0	
UNCL	Landings	Longline	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	
		Other Surf.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.03	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
	Discards	Longline	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	
	Landings	SENEGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.03	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
		ST.VINCENT	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	
	Discards	U.S.A	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	

\*\* SOUTH: Where no catch was reported for 2001, previous years' data were carried over for the purpose of the 2002 production model. Total amount of catch carried over was 872, making a new estimated total for the South Atlantic of 14, 251 t.

NOTE: Empty cells in 2001 indicate that catches were not reported to ICCAT.

**Table 2.** Catch-at-age (in numbers) for North Atlantic swordfish using unisex growth, all fleets combined.

AGE	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
0	1324	1210	3434	3160	3999	4291	5650	5201	14668	22916	22859	7916	14686	15274	14591	12520	18467	16820	29559	28256	11539	12155	13644
1	6666	10379	25851	15075	21269	29507	29825	33191	48277	77214	84820	76778	48307	47150	44121	56233	62489	56258	59484	71709	53087	46826	47988
2	19186	27563	45973	35145	32938	54965	52657	58920	94899	117814	131567	115255	116705	85447	95412	102136	108845	119098	101619	84589	113950	108543	108188
3	36093	34452	49628	41693	45174	56438	56079	67257	88784	108547	98621	91813	91863	93736	83954	94890	79685	99301	92793	66278	67234	75409	73960
4	35165	32340	39256	34591	41768	47884	44075	51950	66570	73418	60702	59492	50461	53966	54314	56018	47927	52986	52239	38614	36443	35325	36464
5	25809	22857	26184	21365	27788	30758	25798	26978	34535	37298	29477	28273	25978	25212	27105	29486	24012	24806	23355	18277	17330	15656	15333
6	13873	14349	14783	11332	13631	15441	12669	12996	16036	17600	12147	12696	11256	11085	11717	13372	11453	11140	10336	8710	8291	7687	7313
7	8869	9011	9514	7297	8129	8302	6439	7260	7938	7818	7333	6945	5622	5299	6236	6319	6129	5723	5809	4269	4198	4055	3795
8	4386	4726	4732	4045	5152	4065	3153	3740	4044	3927	3427	3383	2816	2827	2917	3284	3046	3036	2767	2530	2295	2226	2050
9	3169	3523	3289	2451	2938	2567	1945	2312	2753	2104	1915	1873	1650	1408	1592	1881	1695	1778	1565	1625	1315	1301	1119
10	1900	2062	1899	1550	1562	1393	1099	1174	1511	1539	1135	1177	980	926	1310	1230	1095	1069	941	1038	851	686	723
11	1042	1447	1069	897	1019	915	749	667	920	1097	752	782	559	535	626	620	700	687	587	904	516	442	443
12	841	807	702	602	665	531	443	455	620	571	432	462	357	298	427	588	435	385	361	435	334	270	303
13	690	823	484	470	498	392	299	308	393	328	288	267	269	249	287	322	318	297	278	221	256	238	241
14	485	614	388	333	332	349	261	240	299	262	245	187	164	143	152	185	179	177	183	246	152	119	140
15	5409	5885	5256	4650	5252	3777	2961	2950	3945	3638	2656	3128	2519	2471	2672	3190	2942	3393	2604	4952	2746	2052	2035
Total	164908	172047	232442	184655	212112	261576	244104	275598	386191	476091	458377	410427	374193	346026	347432	382274	369418	396954	384480	332653	320538	312993	313741

**Table 3.** Catch-at-age (in numbers) for South Atlantic swordfish using unisex growth, all fleets combined.

AGE	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
0	58	54	127	441	290	70	1231	796	239	146	3784	2980	2576	1987	2651	4225	7003	6630	2149	1710	1839	2107	6817
1	397	457	908	4156	3827	1888	6556	7858	4547	3052	16202	26893	11302	10395	8363	13250	23251	26753	17119	22413	12943	21252	28201
2	1272	3384	3600	5747	13700	10825	20372	22940	13027	11711	29495	51558	35333	29477	27225	28200	61697	74343	61167	61767	54747	60972	67632
3	1203	7441	8556	6772	20532	16337	29091	26913	17098	14971	57660	78174	77423	69471	83720	68194	97514	109078	99251	82769	78158	89528	102839
4	2064	5657	12924	7171	17758	14505	27124	36335	16446	16518	40346	71748	72311	59671	68897	53490	72549	84146	74800	76715	61268	60450	60536
5	3924	5994	9557	7152	14657	14388	19945	25283	14849	14397	27884	39734	42689	32136	25938	32973	41066	42538	43198	44635	28003	30782	27170
6	4983	3841	11494	5301	10457	11274	12545	13196	9434	11897	15773	17908	19044	14500	14207	20237	21937	20637	20949	20870	11775	14295	13484
7	2927	2845	7835	3741	5668	3758	7597	5364	5838	6218	7426	8820	8790	5501	7199	13119	10746	11136	11286	9871	5608	7372	7344
8	1107	1776	2639	2030	2777	2438	3722	3202	2428	2061	5434	3997	3511	2826	3507	7064	6441	7183	6086	4933	2832	3860	4123
9	1372	1828	1640	1638	1558	715	1952	1766	1819	1326	2122	1708	2267	1598	1862	4855	4158	4851	2512	2799	1768	2364	2421
10	911	1408	909	1120	1099	844	1455	964	1307	677	1311	795	1287	932	1122	2936	2069	3394	2054	2034	977	1525	1483
11	534	1002	305	668	540	253	862	446	623	522	606	414	316	466	735	733	1043	2077	1340	1256	755	847	862
12	271	193	300	367	342	111	504	260	368	314	531	213	315	266	399	655	715	914	556	860	562	512	681
13	305	140	295	215	222	127	265	289	162	303	461	262	377	198	240	583	393	975	589	683	379	385	418
14	276	318	183	181	270	236	268	198	154	110	252	118	271	181	165	397	344	282	261	494	315	392	420
15	2895	1046	1246	3310	1726	989	2293	2769	1372	1760	1852	1280	5602	3854	1931	4703	6423	7259	4204	6014	3798	3433	3357
Total	24499	37383	62518	50010	95423	78758	135782	148582	89711	85983	211140	306601	283414	233460	248159	255614	357348	402196	347521	339824	265728	300078	327789

**Table 4.** Standardized biomass index for North Atlantic swordfish, estimated with combined data from Canada, Japan, Spain and the United States. Approximate 95% confidence limits are also given.

<i>Year</i>	<i>Index</i>	<i>Lower</i>	<i>Upper</i>
1962	582.75	375.7	903.9
1963	1270.39	1088.2	1483.1
1964	452.94	410.7	499.5
1965	281.36	252.1	314.0
1966	261.61	234.6	291.8
1967	314.07	282.4	349.3
1968	252.90	230.8	277.2
1969	232.88	211.8	256.0
1970	269.12	241.6	299.8
--			
1975	425.04	394.4	458.0
1976	370.26	341.8	401.1
1977	388.41	353.6	426.6
1978	605.77	550.9	666.2
1979	337.34	308.1	369.4
1980	452.56	420.2	487.4
1981	323.88	303.5	345.7
1982	391.83	369.2	415.8
1983	274.71	257.5	293.1
1984	267.18	252.0	283.3
1985	264.54	250.9	278.9
1986	256.86	244.6	269.7
1987	233.65	223.0	244.8
1988	233.10	223.2	243.5
1989	224.01	215.2	233.2
1990	210.56	202.2	219.3
1991	227.34	218.6	236.4
1992	204.06	196.5	211.9
1993	187.07	180.3	194.1
1994	171.16	165.3	177.2
1995	184.19	178.0	190.6
1996	148.89	144.0	153.9
1997	151.98	146.9	157.3
1998	158.51	153.0	164.2
1999	191.85	184.9	199.0
2000	202.81	194.4	211.6
2001	186.59	178.6	195.0

**Table 5.** Nominal and standardized catch rates (Index) of swordfish by age (sexes combined) from the U.S. pelagic longline fishery fleet.

<i>Age</i>	<i>Year</i>	<i>N obs</i>	<i>Nominal</i>	<i>Index</i>	<i>Low</i>	<i>High</i>	<i>CV</i>	<i>S.E.</i>	<i>Age</i>	<i>Year</i>	<i>N obs</i>	<i>Nominal</i>	<i>Index</i>	<i>Low</i>	<i>High</i>	<i>CV</i>	<i>S.E.</i>
0	1981	36	1.07	<b>1.30</b>	0.30	5.63	84%	0.312	4	1981	36	2.59	<b>1.83</b>	0.79	4.21	44%	0.603
0	1982	89	1.58	<b>1.55</b>	0.56	4.29	54%	0.240	4	1982	89	2.30	<b>1.51</b>	0.79	2.88	33%	0.379
0	1983	128	0.35	<b>0.38</b>	0.08	1.76	90%	0.097	4	1983	128	0.74	<b>0.59</b>	0.27	1.29	40%	0.181
0	1984	162	0.68	<b>0.59</b>	0.20	1.76	59%	0.099	4	1984	162	1.12	<b>0.88</b>	0.52	1.51	27%	0.184
0	1985	168	0.71	<b>0.77</b>	0.34	1.77	43%	0.095	4	1985	168	1.83	<b>1.36</b>	0.85	2.17	24%	0.245
0	1986	320	1.62	<b>1.81</b>	1.06	3.09	27%	0.140	4	1986	320	1.42	<b>1.17</b>	0.74	1.83	23%	0.202
0	1987	729	0.58	<b>0.59</b>	0.30	1.13	34%	0.056	4	1987	729	0.95	<b>0.81</b>	0.55	1.18	19%	0.119
0	1988	930	1.57	<b>1.32</b>	0.82	2.14	25%	0.092	4	1988	930	0.94	<b>0.78</b>	0.53	1.14	19%	0.114
0	1989	728	0.54	<b>0.52</b>	0.26	1.04	35%	0.053	4	1989	728	1.06	<b>0.93</b>	0.64	1.35	19%	0.134
0	1990	793	1.30	<b>1.17</b>	0.70	1.97	26%	0.088	4	1990	793	0.72	<b>0.70</b>	0.46	1.05	21%	0.109
1	1981	36	0.73	<b>0.97</b>	0.41	2.29	45%	0.716	4	1991	1219	0.82	<b>0.93</b>	0.64	1.34	19%	0.131
1	1982	89	1.41	<b>1.18</b>	0.65	2.15	31%	0.595	4	1992	1760	0.64	<b>0.78</b>	0.53	1.13	19%	0.111
1	1983	128	1.01	<b>0.94</b>	0.51	1.74	32%	0.489	4	1993	2006	0.65	<b>0.75</b>	0.52	1.08	18%	0.105
1	1984	162	0.56	<b>0.57</b>	0.33	0.96	27%	0.250	4	1994	2117	0.63	<b>0.70</b>	0.48	1.02	19%	0.101
1	1985	168	1.06	<b>0.83</b>	0.54	1.28	22%	0.297	4	1995	2195	0.61	<b>0.75</b>	0.51	1.09	19%	0.107
1	1986	320	1.38	<b>1.50</b>	1.08	2.08	17%	0.407	4	1996	1632	0.69	<b>0.78</b>	0.54	1.14	19%	0.112
1	1987	729	1.22	<b>1.16</b>	0.85	1.58	16%	0.297	4	1997	1732	0.90	<b>1.06</b>	0.75	1.51	18%	0.141
1	1988	930	0.94	<b>1.00</b>	0.74	1.34	15%	0.243	4	1998	1452	0.70	<b>1.07</b>	0.76	1.53	18%	0.145
1	1989	728	0.98	<b>1.15</b>	0.86	1.53	14%	0.271	4	1999	1317	0.63	<b>1.27</b>	0.90	1.79	17%	0.167
1	1990	793	0.74	<b>0.71</b>	0.51	0.97	16%	0.186	4	2000	1470	0.50	<b>1.13</b>	0.79	1.61	18%	0.153
2	1981	36	1.13	<b>1.15</b>	0.52	2.57	42%	1.127	4	2001	1154	0.58	<b>1.25</b>	0.88	1.78	18%	0.168
2	1982	89	0.97	<b>0.83</b>	0.46	1.51	31%	0.598	5	1981	36	4.15	<b>2.89</b>	1.29	6.48	42%	0.962
2	1983	128	0.85	<b>0.70</b>	0.40	1.21	28%	0.456	5	1982	89	3.64	<b>2.50</b>	1.33	4.70	32%	0.640
2	1984	162	0.80	<b>0.78</b>	0.51	1.21	22%	0.403	5	1983	128	1.29	<b>1.05</b>	0.53	2.10	35%	0.295
2	1985	168	0.79	<b>0.76</b>	0.52	1.11	19%	0.340	5	1984	162	1.40	<b>1.13</b>	0.66	1.95	28%	0.248
2	1986	320	1.06	<b>1.15</b>	0.82	1.59	17%	0.445	5	1985	168	1.69	<b>1.45</b>	0.88	2.37	25%	0.288
2	1987	729	1.05	<b>1.00</b>	0.75	1.32	14%	0.332	5	1986	320	0.90	<b>0.84</b>	0.50	1.42	27%	0.178
2	1988	930	1.35	<b>1.41</b>	1.08	1.85	14%	0.449	5	1987	729	0.79	<b>0.63</b>	0.41	0.98	22%	0.111
2	1989	728	1.06	<b>1.21</b>	0.92	1.59	14%	0.389	5	1988	930	0.68	<b>0.57</b>	0.36	0.90	23%	0.103
2	1990	793	0.94	<b>1.02</b>	0.76	1.35	14%	0.343	5	1989	728	0.92	<b>0.82</b>	0.54	1.23	21%	0.134
3	1981	36	2.26	<b>1.61</b>	0.72	3.60	42%	1.070	5	1990	793	0.65	<b>0.62</b>	0.40	0.97	22%	0.109
3	1982	89	1.69	<b>1.05</b>	0.59	1.88	30%	0.495	5	1991	1219	0.66	<b>0.80</b>	0.54	1.20	20%	0.128
3	1983	128	0.65	<b>0.49</b>	0.26	0.94	33%	0.259	5	1992	1760	0.46	<b>0.64</b>	0.43	0.95	20%	0.102
3	1984	162	1.11	<b>0.90</b>	0.58	1.41	23%	0.324	5	1993	2006	0.47	<b>0.60</b>	0.41	0.90	20%	0.096
3	1985	168	1.40	<b>1.04</b>	0.69	1.55	21%	0.336	5	1994	2117	0.38	<b>0.51</b>	0.33	0.78	21%	0.086
3	1986	320	1.08	<b>0.93</b>	0.63	1.36	19%	0.284	5	1995	2195	0.36	<b>0.54</b>	0.35	0.82	21%	0.090
3	1987	729	1.08	<b>0.89</b>	0.65	1.22	16%	0.225	5	1996	1632	0.41	<b>0.49</b>	0.32	0.76	22%	0.086
3	1988	930	1.18	<b>0.90</b>	0.67	1.23	15%	0.220	5	1997	1732	0.46	<b>0.75</b>	0.51	1.11	20%	0.117
3	1989	728	1.06	<b>0.92</b>	0.67	1.26	16%	0.229	5	1998	1452	0.41	<b>0.81</b>	0.55	1.20	20%	0.126
3	1990	793	0.94	<b>0.85</b>	0.61	1.17	16%	0.218	5	1999	1317	0.48	<b>1.17</b>	0.82	1.67	18%	0.167
3	1991	1219	0.94	<b>1.03</b>	0.75	1.40	16%	0.253	5	2000	1470	0.41	<b>1.09</b>	0.76	1.56	18%	0.157
3	1992	1760	0.68	<b>0.76</b>	0.55	1.03	16%	0.186	5	2001	1154	0.41	<b>1.08</b>	0.74	1.58	19%	0.163
3	1993	2006	0.71	<b>0.81</b>	0.60	1.10	15%	0.197									
3	1994	2117	0.74	<b>0.75</b>	0.55	1.03	16%	0.188									
3	1995	2195	0.81	<b>0.91</b>	0.67	1.24	16%	0.225									
3	1996	1632	0.87	<b>0.93</b>	0.68	1.27	16%	0.230									
3	1997	1732	0.87	<b>1.09</b>	0.81	1.47	15%	0.261									
3	1998	1452	0.83	<b>1.16</b>	0.86	1.56	15%	0.277									
3	1999	1317	0.84	<b>1.39</b>	1.03	1.88	15%	0.332									
3	2000	1470	0.62	<b>1.28</b>	0.95	1.74	15%	0.310									
3	2001	1154	0.65	<b>1.31</b>	0.97	1.78	15%	0.317									



**Table 7.** Available biomass indices for South Atlantic swordfish.

<i>Year</i>	<i>Chinese Taipei</i>		<i>EC-Spain</i>		<i>Japan</i>	
	<i>CPUE</i>	<i>CV</i>	<i>CPUE</i>	<i>SE</i>	<i>CPUE</i>	<i>CV</i>
1967	13.851	0.503			31.925	0.412
1968	7.380	0.232			59.375	0.371
1969	4.982	0.211			49.867	0.330
1970	7.108	0.210			73.253	0.350
1971	6.057	0.211			55.616	0.416
1972	4.716	0.213			60.343	0.395
1973	4.817	0.224			57.792	0.403
1974	3.760	0.216			55.969	0.526
1975	3.984	0.216			92.607	0.459
1976	1.059	0.229			85.300	0.511
1977	0.746	0.222			160.941	0.437
1978	1.407	0.218			123.475	0.452
1979	3.322	0.234			103.468	0.409
1980	3.361	0.226			109.299	0.343
1981	4.089	0.218			128.400	0.343
1982	3.373	0.218			89.735	0.346
1983	3.824	0.229			92.100	0.376
1984	4.787	0.228			125.276	0.344
1985	2.013	0.227			129.645	0.309
1986	1.122	0.228			113.143	0.315
1987	2.099	0.225			99.671	0.341
1988	2.382	0.238			88.986	0.318
1989	3.420	0.229	397.880	0.048	63.448	0.341
1990	2.839	0.214	294.184	0.035	94.681	0.336
1991	10.839	0.184	286.797	0.032	59.869	0.388
1992	12.499	0.195	262.386	0.028	51.656	0.431
1993	9.258	0.184	229.275	0.024	56.420	0.438
1994	14.398	0.178	260.590	0.025	50.477	0.438
1995	7.667	0.189	293.747	0.024	49.728	0.524
1996	7.264	0.184	262.644	0.024	33.059	0.506
1997	5.438	0.185	242.643	0.019	29.533	0.537
1998	4.980	0.194	234.806	0.023	25.457	0.594
1999	2.440	0.256	240.326	0.026	24.888	0.650
2000	3.363	0.299	296.425	0.039	18.406	0.776
2001					17.015	1.028



**Table 8.** Results of the analyses made to combine the Chinese Taipei and Japanese CPUE indices for South Atlantic swordfish. The ‘simple mean’ combined CPUE (unweighted) was selected for Base Case scenario analyses.

<i>Year</i>	<i>Ch-Taipei</i>	<i>Japan</i>	<i>Mean Combined CPUE</i>		
	<i>CPUE</i>	<i>CPUE</i>	<i>Unweighted</i>	<i>Variance weighted</i>	<i>Catch weighted</i>
1967	13.85	31.93	1.57	0.78	0.22
1968	7.38	59.38	1.12	1.09	0.43
1969	4.98	49.87	0.83	0.89	0.63
1970	7.11	73.25	1.19	1.26	1.31
1971	6.06	55.62	0.97	0.95	0.47
1972	4.72	60.34	0.87	0.87	0.47
1973	4.82	57.79	0.86	0.83	0.49
1974	3.76	55.97	0.75	0.65	0.27
1975	3.98	92.61	1.02	0.92	0.50
1976	1.06	85.30	0.69	0.54	0.09
1977	0.75	160.94	1.17	1.04	0.28
1978	1.41	123.48	0.98	0.86	0.25
1979	3.32	103.47	1.03	0.97	0.57
1980	3.36	109.30	1.07	1.15	0.83
1981	4.09	128.40	1.28	1.38	0.96
1982	3.37	89.74	0.94	1.01	0.98
1983	3.82	92.10	1.00	1.00	0.58
1984	4.79	125.28	1.32	1.40	1.64
1985	2.01	129.65	1.08	1.29	1.75
1986	1.12	113.14	0.88	1.05	0.96
1987	2.10	99.67	0.89	0.97	0.80
1988	2.38	88.99	0.84	0.95	1.28
1989	3.42	63.45	0.77	0.80	0.89
1990	2.84	94.68	0.92	1.02	2.01
1991	10.84	59.87	1.46	1.64	1.99
1992	12.50	51.66	1.57	1.66	2.07
1993	9.26	56.42	1.29	1.40	1.46
1994	14.40	50.48	1.75	2.00	3.86
1995	7.67	49.73	1.09	1.10	2.23
1996	7.26	33.06	0.93	1.00	1.84
1997	5.44	29.53	0.73	0.76	1.21
1998	4.98	25.46	0.66	0.65	0.53
1999	2.44	24.89	0.41	0.30	0.28
2000	3.36	18.41	0.45	0.30	0.38
2001		17.02	0.23	0.09	0.05

**Table 9.** Catch and standardized CPUE indices used for the South Atlantic swordfish production model analyses.

<i>Year</i>	<i>Catch</i>			<i>Target Spain</i>	<i>Non-Target</i>		
	<i>Target</i>	<i>Non-target</i>	<i>Total</i>		<i>Combined</i>	<i>Ch-Taipei</i>	<i>Japan</i>
1957	0	224	224				
1958	0	92	92				
1959	0	171	171				
1960	0	459	459				
1961	0	1016	1016				
1962	0	769	769				
1963	0	1418	1418				
1964	0	2030	2030				
1965	0	2578	2578				
1966	0	1952	1952				
1967	0	1577	1577		1.549	2.697	0.436
1968	0	2448	2448		1.112	1.437	0.812
1969	0	4481	4481		0.817	0.970	0.682
1970	0	5426	5426		1.179	1.384	1.001
1971	0	2166	2166		0.959	1.179	0.760
1972	0	2580	2580		0.861	0.918	0.825
1973	0	3078	3078		0.854	0.938	0.790
1974	0	2753	2753		0.741	0.732	0.765
1975	0	3062	3062		1.010	0.776	1.266
1976	0	2812	2812		0.678	0.206	1.166
1977	0	2852	2852		1.159	0.145	2.200
1978	0	2774	2774		0.970	0.274	1.688
1979	0	3294	3294		1.019	0.647	1.414
1980	0	5322	5322		1.062	0.654	1.494
1981	92	3886	3978		1.261	0.796	1.755
1982	575	5871	6446		0.932	0.657	1.226
1983	1084	4318	5402		0.991	0.744	1.259
1984	1927	7212	9139		1.307	0.932	1.712
1985	1168	8417	9585		1.070	0.392	1.772
1986	687	5214	5901		0.872	0.218	1.546
1987	725	5304	6029		0.875	0.409	1.362
1988	4858	8091	12949		0.831	0.464	1.216
1989	8138	8793	16931	1.446	0.757	0.666	0.867
1990	7499	9716	17215	1.069	0.913	0.553	1.294
1991	6637	7240	13877	1.042	1.448	2.110	0.818
1992	6527	7274	13801	0.954	1.553	2.433	0.706
1993	7908	7908	15816	0.833	1.273	1.802	0.771
1994	9071	10488	19559	0.947	1.727	2.803	0.690
1995	13604	8050	21654	1.068	1.074	1.493	0.680
1996	12340	5757	18097	0.954	0.923	1.414	0.452
1997	10333	5092	15425	0.882	0.723	1.059	0.404
1998	10737	3098	13835	0.853	0.652	0.970	0.348
1999	11205	4141	15346	0.873	0.403	0.475	0.340
2000	11910	3551	15461	1.077	0.448	0.655	0.252
2001	10949	3301	14250				0.233

**Table 10.** Bootstrap results of the Base Case analysis for North Atlantic swordfish using the biomass index based on catch rates from Canada, Japan, Spain and United States.

<i>Param Name</i>	<i>Bias-corrected</i>		<i>Relative bias</i>	<i>Approx 80%</i>		<i>Approx 50%</i>		<i>Inter-quartile range</i>	<i>Relative IQ range</i>
	<i>estimate</i>	<i>Ordinary estimate</i>		<i>lower CL</i>	<i>upper CL</i>	<i>lower CL</i>	<i>upper CL</i>		
B1ratio	1.75E+00	1.75E+00	0.00%	1.75E+00	1.75E+00	1.75E+00	1.75E+00	0.00E+00	0
K	1.03E+05	9.98E+04	-3.40%	5.98E+04	2.27E+05	8.06E+04	1.54E+05	7.36E+04	0.712
r	5.57E-01	5.77E-01	3.55%	2.00E-01	1.03E+00	3.43E-01	7.33E-01	3.90E-01	0.699
q(1)	4.32E-03	4.43E-03	2.48%	2.02E-03	7.99E-03	3.04E-03	5.88E-03	2.84E-03	0.657
MSY	1.43E+04	1.44E+04	0.45%	1.16E+04	1.55E+04	1.33E+04	1.49E+04	1.68E+03	0.117
Ye(2002)	1.47E+04	1.44E+04	-2.14%	1.28E+04	1.56E+04	1.39E+04	1.51E+04	1.23E+03	0.084
B <sub>MSY</sub>	5.17E+04	4.99E+04	-3.40%	2.99E+04	1.14E+05	4.03E+04	7.71E+04	3.68E+04	0.712
F <sub>MSY</sub>	2.79E-01	2.89E-01	3.55%	9.99E-02	5.16E-01	1.72E-01	3.66E-01	1.95E-01	0.699
F <sub>MSY</sub> (1)	6.50E+01	6.51E+01	0.17%	5.37E+01	7.16E+01	6.08E+01	6.84E+01	7.68E+00	0.118
F <sub>0.1</sub>	2.51E-01	2.60E-01	3.19%	8.99E-02	4.64E-01	1.55E-01	3.30E-01	1.75E-01	0.699
Y <sub>0.1</sub>	1.42E+04	1.43E+04	0.45%	1.15E+04	1.54E+04	1.31E+04	1.48E+04	1.66E+03	0.117
B-ratio	9.40E-01	9.39E-01	-0.13%	7.48E-01	1.24E+00	8.38E-01	1.06E+00	2.24E-01	0.238
F-ratio	7.54E-01	7.59E-01	0.66%	5.38E-01	1.06E+00	6.50E-01	8.78E-01	2.28E-01	0.302
Y-ratio	1.01E+00	9.96E-01	-1.34%	9.85E-01	1.00E+00	9.96E-01	1.00E+00	3.65E-03	0.004
F <sub>0.1</sub> (1)	5.85E+01	5.86E+01	0.16%	4.83E+01	6.45E+01	5.47E+01	6.16E+01	6.91E+00	0.118

**Table 11.** Means and percent CVs of the marginal posterior distributions of management parameters from the Bayesian surplus production model, with informative priors for all parameters, except that some runs used an uninformative prior for r. Values of K, MSY, B<sub>cur</sub>, B<sub>MSY</sub> and Yield are in 1000 t.

**(a) North Atlantic Stock**

<i>Priors</i>	<i>Informative</i>	<i>Uninformative for r</i>
K	142 (24)	126 (27)
r	0.41 (31)	0.49 (38)
MSY	14 (6)	14 (6)
B <sub>cur</sub>	67 (24)	61 (24)
B <sub>cur</sub> /K	0.48 (18)	0.5 (19)
B <sub>mit1</sub>	125 (29)	110 (31)
B <sub>cur</sub> /B <sub>mit1</sub>	0.56 (26)	0.59 (24)
C <sub>cur</sub> /MSY	0.72 (6)	0.74 (6)
F <sub>cur</sub> /F <sub>MSY</sub>	0.78 (25)	0.78 (26)
B <sub>cur</sub> /B <sub>MSY</sub>	0.97 (18)	1 (19)
C <sub>cur</sub> /rep-y	0.75 (9)	0.77 (9)
B <sub>MSY</sub>	71 (24)	63 (27)
rep yield	13 (8)	14 (8)

**(b) South Atlantic Stock**

<i>Series Priors</i>	<i>Spain + Non-target Informative</i>	<i>Spain + Non-target Uninformative for r</i>	<i>Spain Informative</i>	<i>Spain Uninformative for r</i>	<i>Non-target Informative</i>	<i>Non-target Uninformative for r</i>
K	238 (26)	Failed	230 (0.29)	202 (0.48)	305 (0.31)	Failed
r	0.37 (28)	to converge	0.43 (0.29)	1.19 (0.52)	0.37 (0.38)	to converge
MSY	22 (32)		24 (0.35)	54 (0.71)	27 (0.45)	
B <sub>cur</sub>	178 (35)		178 (0.38)	177 (0.53)	240 (0.39)	
B <sub>cur</sub> /K	0.73 (13)		0.75 (0.15)	0.86 (0.13)	0.77 (0.16)	
B <sub>mit1</sub>	234 (28)		226 (0.31)	195 (0.51)	299 (0.33)	
B <sub>cur</sub> /B <sub>mit1</sub>	0.76 (17)		0.78 (0.19)	0.96 (0.83)	0.8 (0.2)	
C <sub>cur</sub> /MSY	0.71 (27)		0.66 (0.31)	0.42 (0.68)	0.65 (0.47)	
F <sub>cur</sub> /F <sub>MSY</sub>	0.51 (41)		0.47 (0.51)	0.27 (0.97)	0.47 (0.75)	
B <sub>cur</sub> /B <sub>MSY</sub>	1.47 (13)		1.51 (0.15)	1.73 (0.13)	1.54 (0.16)	
C <sub>cur</sub> /rep-y	0.94 (7)		0.93 (0.06)	0.91 (1.9)	0.97 (0.16)	
B <sub>MSY</sub>	119 (26)		115 (0.29)	101 (0.48)	152 (0.31)	
rep yield	15 (8)		15 (0.05)	15 (0.57)	15 (0.11)	

**Table 12.** Results of the ASPIC base case and sensitivity runs for the South Atlantic swordfish stock.

	<i>Indices used</i>	<i>r</i>	<i>MSY</i>	<i>B-ratio02</i>	<i>Fratio01</i>	<i>K</i>
Base Case	Non-target (ChiTaipei+Japan) Spain					Negative correlation was directed between 2 indices
Sensitivity 1	Spain alone	0.49	17,890	1.39	0.59	145,700
Sensitivity 2	Non-target (ChiTaipei+Japan)	0.05	7,043	1.23	1.63	563,400
Sensitivity 3	Non-target (ChiTaipei) Spain					Negative correlation was directed between 2 indices
Sensitivity 4	Non-target (Japan) Spain	0.63	13,810	0.42	2.19	87,320
Sensitivity 5	Non-target (ChiTaipei+Japan) Spain (Same as base case)	0.05	7,335	1.26	1.52	586,800 ASPIC version 3.42 was used

**Table 13.** Base Case estimates of the abundance of North Atlantic swordfish at the beginning of the year. The age 1 recruitment in 2000 was poorly estimated and has been replaced by the 1978-1999 average. The abundance of age 1 at the beginning of 2001 is not estimated by the VPA and therefore is not shown.

<i>Year</i>	<i>Age</i>				
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5+</i>
1978	457709	324200	229787	172996	325877
1979	489215	368721	248122	155633	317011
1980	428923	391165	277020	172108	298418
1981	431326	327847	278826	182137	288538
1982	484567	339529	236737	190732	304743
1983	509782	377531	248286	153176	307884
1984	529942	390748	259588	152539	272946
1985	636254	406966	272478	162102	258584
1986	656691	490969	280125	162649	244720
1987	673250	494105	316586	149711	208468
1988	685455	481616	298648	161906	159519
1989	675175	484769	276166	156086	155249
1990	568778	483584	293305	143788	148657
1991	573435	422109	291039	157731	147463
1992	562333	426964	268730	154215	156279
1993	616040	420604	263782	144703	156222
1994	580585	453663	252573	130956	142096
1995	511065	419012	273602	135311	134046
1996	514154	367715	236137	135053	126126
1997	628516	367343	209812	110284	123402
1998	757950	449952	224712	112329	118004
1999	843190	572665	266010	123643	121567
2000	582470	648093	371188	150091	137870
2001		816765	433213	237366	172891

**Table 14.** Base Case VPA estimates of the fishing mortality rates on North Atlantic swordfish. The fishing mortality rate on age 1 in 2000 was calculated from the observed catch and substituted abundance (see previous table).

<i>Year</i>	<i>Age</i>				
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5+</i>
1978	0.016	0.067	0.19	0.253	0.254
1979	0.024	0.086	0.166	0.259	0.26
1980	0.069	0.139	0.219	0.288	0.289
1981	0.039	0.126	0.18	0.234	0.235
1982	0.05	0.113	0.235	0.275	0.276
1983	0.066	0.175	0.287	0.419	0.28
1984	0.064	0.161	0.271	0.381	0.254
1985	0.059	0.173	0.316	0.432	0.289
1986	0.084	0.239	0.427	0.593	0.396
1987	0.135	0.303	0.471	0.764	0.511
1988	0.146	0.356	0.449	0.528	0.528
1989	0.134	0.302	0.453	0.539	0.539
1990	0.098	0.308	0.42	0.485	0.485
1991	0.095	0.252	0.435	0.469	0.469
1992	0.09	0.282	0.419	0.487	0.487
1993	0.106	0.31	0.5	0.55	0.55
1994	0.126	0.306	0.424	0.511	0.511
1995	0.129	0.373	0.506	0.559	0.559
1996	0.136	0.361	0.561	0.55	0.55
1997	0.134	0.291	0.425	0.483	0.483
1998	0.08	0.326	0.397	0.439	0.439
1999	0.063	0.234	0.372	0.376	0.376
2000	0.07	0.203	0.247	0.31	0.31

**Table 15.** Base Case estimates of midyear biomass (t) of North Atlantic swordfish.

<i>Year</i>	<i>Age</i>					<i>Total</i>
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5+</i>	
1978	5998	7603	8074	8469	29281	59425
1979	6342	8086	8678	7572	28525	59202
1980	5549	8651	9413	8266	25888	57767
1981	5665	7270	9569	8987	25839	57330
1982	6414	7607	8018	9250	26504	57794
1983	6784	8138	8427	6935	25319	55602
1984	7105	8645	8697	6959	22665	54072
1985	8496	8848	8842	7150	21122	54459
1986	8546	10052	8497	6543	18841	52479
1987	8484	10028	9529	5584	14944	48571
1988	8302	9228	8959	6874	11409	44772
1989	8284	9429	8149	6494	10984	43340
1990	7400	9640	8842	6084	10662	42628
1991	7076	8687	8771	6773	10723	42030
1992	7199	8657	8105	6475	11290	41726
1993	7877	8539	7640	5937	11103	41096
1994	7103	9053	7617	5497	10407	39677
1995	6460	8149	7843	5499	9633	37584
1996	6085	7167	6488	5467	8951	34158
1997	7127	7242	6217	4617	9954	35156
1998	9554	8751	6752	4815	9090	38963
1999	9907	11432	8054	5469	9552	44413
2000	7039	13034	11844	6734	11061	49711

**Table 16.** Benchmark measures from North Atlantic unisex yield-per-recruit and spawner-per-recruit analyses (assuming the ‘average’ recruitment scenario for SSB computations) with 80% bootstrap confidence limits. The reference to MLE refers to the maximum likelihood estimates from the VPA, whereas mean and median refer to the bootstrap results.

	<i>Lower CL</i>	<i>Median</i>	<i>Upper CL</i>	<i>Mean</i>	<i>Mle</i>	<i>Std. Dev.</i>
F at max. Y/R	0.28	0.29	0.30	0.29	0.29	0.007
Y/R maximum	25.11	25.38	25.63	25.38	25.39	0.205
S/R at Fmax	44.42	44.97	45.53	44.97	44.97	0.449
SPR at Fmax	0.13	0.13	0.14	0.13	0.13	0.001
SSB at Fmax	25823	26180	26605	26201	26195	303
F0.1	0.15	0.15	0.15	0.15	0.15	0.002
Y/R at F0.1	23.17	23.38	23.57	23.38	23.40	0.160
S/R at F0.1	102.08	102.46	102.85	102.46	102.26	0.292
SPR at F0.1	0.31	0.31	0.31	0.31	0.31	0.001
SSB at F0.1	58684	59683	60712	59701	59563	791
F at 20% SPR	0.21	0.22	0.22	0.22	0.22	0.004
Y/R at 20% SPR	24.76	25.02	25.25	25.02	25.03	0.190
S/R at 20% SPR	66.80	66.96	67.13	66.97	66.91	0.118
SSB at 20% SPR	38374	38996	39638	39019	38973	498
F at 30% SPR	0.15	0.15	0.16	0.15	0.15	0.002
Y/R at 30% SPR	23.29	23.51	23.71	23.51	23.51	0.167
S/R at 30% SPR	99.97	100.25	100.52	100.24	100.24	0.197
SSB at 30% SPR	57420	58405	59332	58407	58385	742
F at 40% SPR	0.11	0.11	0.12	0.11	0.11	0.002
Y/R at 40% SPR	21.07	21.25	21.45	21.26	21.24	0.147
S/R at 40% SPR	133.15	133.52	133.91	133.52	133.89	0.270
SSB at 40% SPR	76529	77766	79029	77796	77989	989

**Table 17.** Future projection percentiles of North Atlantic ASPIC 3.82 Base Case Run for constant catch quota policies ranging from 10,000 t to 16,000 t for years 2003-2009. The 10th, 25th, 50th, 75th, and 90th percentiles are shown. These values demonstrate, for example, that in 2002, for the 12,000 t constant catch policy, there is a 90% chance that biomass is above 73% of  $B_{MSY}$ . But by 2009, this chance decreases so that there is a 90% chance that biomass will be above 69% of  $B_{MSY}$ .

<i>Future catch=9,000 t</i>						<i>Future catch=10,000 t</i>							
	<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>		<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>
10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20	10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20
9,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29	10,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29
9,000	2004	0.78	0.93	1.13	1.27	1.42	10,000	2004	0.76	0.91	1.11	1.25	1.39
9,000	2005	0.80	0.99	1.22	1.38	1.52	10,000	2005	0.77	0.96	1.19	1.33	1.47
9,000	2006	0.82	1.05	1.31	1.47	1.58	10,000	2006	0.79	1.00	1.26	1.41	1.52
9,000	2007	0.86	1.12	1.38	1.53	1.61	10,000	2007	0.81	1.06	1.32	1.47	1.56
9,000	2008	0.89	1.19	1.44	1.57	1.63	10,000	2008	0.83	1.11	1.38	1.51	1.58
9,000	2009	0.90	1.24	1.49	1.59	1.64	10,000	2009	0.85	1.16	1.42	1.53	1.59
<i>Future catch=11,000 t</i>						<i>Future catch=12,000 t</i>							
	<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>		<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>
10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20	10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20
11,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29	12,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29
11,000	2004	0.75	0.90	1.09	1.23	1.37	12,000	2004	0.74	0.89	1.07	1.20	1.35
11,000	2005	0.76	0.93	1.15	1.30	1.43	12,000	2005	0.74	0.90	1.11	1.27	1.39
11,000	2006	0.75	0.96	1.21	1.36	1.47	12,000	2006	0.72	0.92	1.16	1.30	1.41
11,000	2007	0.76	0.99	1.26	1.41	1.50	12,000	2007	0.72	0.93	1.19	1.34	1.44
11,000	2008	0.77	1.04	1.31	1.45	1.52	12,000	2008	0.70	0.94	1.23	1.37	1.45
11,000	2009	0.76	1.07	1.34	1.47	1.53	12,000	2009	0.69	0.98	1.26	1.39	1.46
<i>Future catch=13,000 t</i>						<i>Future catch=14,000 t</i>							
	<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>		<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>
10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20	10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20
13,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29	14,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29
13,000	2004	0.73	0.87	1.05	1.18	1.32	14,000	2004	0.72	0.85	1.03	1.15	1.29
13,000	2005	0.71	0.87	1.07	1.21	1.33	14,000	2005	0.69	0.84	1.04	1.17	1.29
13,000	2006	0.69	0.87	1.10	1.25	1.36	14,000	2006	0.65	0.81	1.04	1.18	1.29
13,000	2007	0.67	0.87	1.12	1.26	1.37	14,000	2007	0.62	0.81	1.05	1.20	1.30
13,000	2008	0.64	0.87	1.15	1.29	1.38	14,000	2008	0.56	0.77	1.06	1.19	1.30
13,000	2009	0.61	0.88	1.17	1.30	1.39	14,000	2009	0.52	0.76	1.06	1.21	1.30
<i>Future catch=15,000 t</i>						<i>Future catch=16,000 t</i>							
	<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>		<i>Year</i>	<i>10%</i>	<i>25%</i>	<i>50%</i>	<i>75%</i>	<i>90%</i>
10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20	10,400	2002	0.73	0.83	0.94	1.05	1.20
15,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29	16,000	2003	0.75	0.87	1.02	1.14	1.29
15,000	2004	0.70	0.84	1.01	1.13	1.26	16,000	2004	0.69	0.82	0.99	1.11	1.24
15,000	2005	0.66	0.81	1.00	1.12	1.24	16,000	2005	0.63	0.77	0.95	1.08	1.20
15,000	2006	0.61	0.77	0.98	1.12	1.23	16,000	2006	0.56	0.73	0.92	1.05	1.16
15,000	2007	0.55	0.74	0.97	1.11	1.22	16,000	2007	0.49	0.67	0.89	1.02	1.13
15,000	2008	0.49	0.69	0.96	1.10	1.21	16,000	2008	0.40	0.60	0.85	0.99	1.11
15,000	2009	0.42	0.65	0.95	1.10	1.20	16,000	2009	0.27	0.52	0.81	0.97	1.09

**Table 18.** Summary of North Atlantic swordfish Bayesian surplus production model projections with an informative prior for  $r$ , showing predicted values in 2009 of the expected biomass relative to  $B_{MSY}$ , probability that the final biomass is below 20% of  $K$ , probability that the final biomass is greater than  $B_{MSY}$ , probability that the final biomass is above the current biomass, and probability that the final harvest rate is less than the current harvest rate.

$TAC (t)$	$E(B_{fin}/K)$	$E(B_{fin}/B_{MSY})$	$P(B_{fin} < 0.2K)$	$P(B_{fin} > B_{MSY})$	$P(B_{fin} > B_{cur})$	$P(F_{fin} < F_{cur})$
9000	0.67	1.33	0.00	0.91	1.00	1.00
10000	0.63	1.25	0.00	0.85	0.99	0.99
10400	0.61	1.22	0.00	0.83	0.98	0.98
11000	0.58	1.17	0.01	0.77	0.96	0.94
12000	0.54	1.08	0.02	0.66	0.87	0.53
13000	0.49	0.98	0.04	0.53	0.67	0.08
14000	0.44	0.88	0.07	0.39	0.25	0.00
15000	0.38	0.76	0.13	0.24	0.00	0.00

**Table 19.** Summary of North Atlantic swordfish Bayesian surplus production model projections with a non-informative prior for  $r$ , showing predicted values in 2009 of the expected biomass relative to  $B_{MSY}$ , probability that the final biomass is below 20% of  $K$ , probability that the final biomass is greater than  $B_{MSY}$ , probability that the final biomass is above the current biomass, and probability that the final harvest rate is less than the current harvest rate.

$TAC (t)$	$E(B_{fin}/K)$	$E(B_{fin}/B_{MSY})$	$P(B_{fin} < 0.2K)$	$P(B_{fin} > B_{MSY})$	$P(B_{fin} > B_{cur})$	$P(F_{fin} < F_{cur})$
9000	0.70	1.40	0.00	0.95	1.00	1.00
10000	0.66	1.32	0.00	0.90	1.00	1.00
10400	0.65	1.29	0.00	0.88	0.99	0.99
11000	0.62	1.24	0.00	0.84	0.98	0.97
12000	0.58	1.15	0.01	0.74	0.91	0.66
13000	0.53	1.05	0.02	0.63	0.75	0.12
14000	0.47	0.95	0.05	0.49	0.33	0.01
15000	0.41	0.83	0.11	0.35	0.02	0.00



**Table 20(a).** Swordfish estimated landings and discards (catch-at-size for 2002 assessment) in number (total, <125cm, ≥125 cm, <119 cm and ≥119 cm) and proportion of undersized fish (%<125 and %<119 cm) of all fleets and gears for the North Atlantic stock.

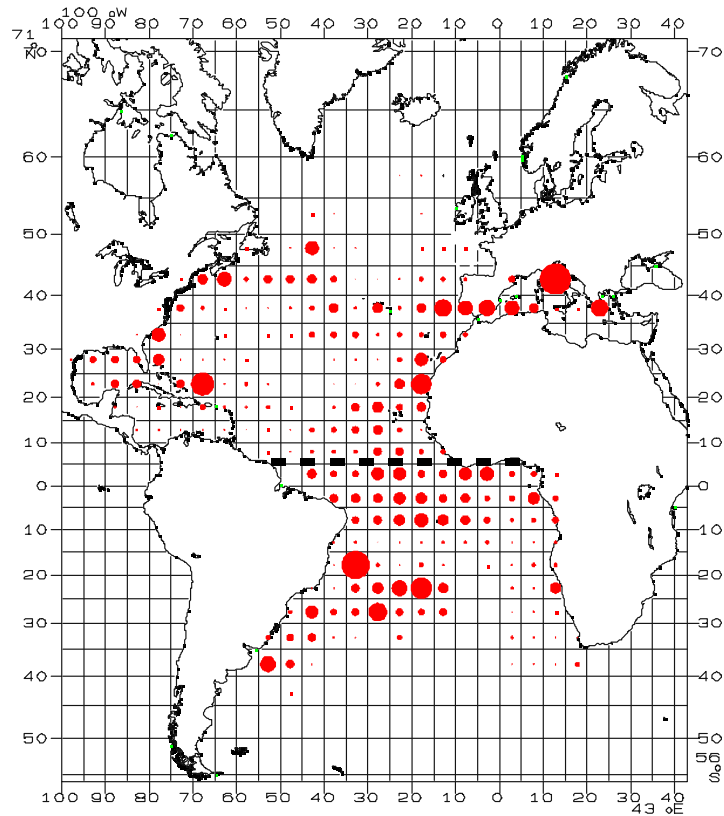
	<i>Year</i>	<i>Total</i>	<i>&lt;125</i>	<i>≥125</i>	<i>%&lt;125</i>	<i>&lt;119</i>	<i>≥119</i>	<i>%&lt;119</i>
		<i>#</i>	<i>#</i>	<i>#</i>	<i>%</i>	<i>#</i>	<i>#</i>	<i>%</i>
Landings	1986	386191	95864	290327	24.8	72580	313611	18.8
	1987	476091	136475	339616	28.7	108312	367779	22.8
	1988	458377	155582	302795	33.9	125799	332578	27.4
	1989	410427	128781	281646	31.4	101312	309116	24.7
	1990	374193	103068	271125	27.5	75993	298200	20.3
	1991	325874	72057	253818	22.1	55674	270201	17.1
	1992	316421	62627	253794	19.8	44898	271523	14.2
	1993	349199	70824	278375	20.3	51018	298181	14.6
	1994	319591	71557	248033	22.4	51627	267964	16.2
	1995	361726	81448	280278	22.5	58797	302930	16.3
	1996	356722	90255	266467	25.3	70270	286452	19.7
	1997	301164	102363	198802	34.0	84281	216883	28.0
	1998	288092	75031	213061	26.0	50124	237968	17.4
1999	273800	64655	209146	23.6	42089	231711	15.4	
2000	263931	69011	194919	26.1	45161	218769	17.1	
Discards	1991	20152	18296	1855	90.8	16072	4080	79.8
	1992	31011	26500	4511	85.5	22380	8631	72.2
	1993	33075	29051	4025	87.8	25083	7992	75.8
	1994	49827	45582	4245	91.5	38353	11475	77.0
	1995	35228	29443	5785	83.6	23754	11474	67.4
	1996	37688	34001	3686	90.2	28561	9127	75.8
	1997	31488	28875	2614	91.7	24133	7356	76.6
	1998	32447	30218	2229	93.1	25152	7294	77.5
	1999	39192	36524	2668	93.2	31775	7418	81.1
	2000	49810	36829	12981	73.9	30831	18979	61.9
Total	1986	386191	95864	290327	24.8	72580	313611	18.8
	1987	476091	136475	339616	28.7	108312	367779	22.8
	1988	458377	155582	302795	33.9	125799	332578	27.4
	1989	410427	128781	281646	31.4	101312	309116	24.7
	1990	374193	103068	271125	27.5	75993	298200	20.3
	1991	346026	90353	255673	26.1	71746	274280	20.7
	1992	347432	89127	258305	25.7	67278	280155	19.4
	1993	382274	99874	282400	26.1	76100	306174	19.9
	1994	369418	117140	252279	31.7	89980	279438	24.4
	1995	396954	110891	286063	27.9	82551	314403	20.8
	1996	394410	124256	270154	31.5	98831	295579	25.1
	1997	332653	131237	201415	39.5	108414	224239	32.6
	1998	320539	105249	215290	32.8	75276	245263	23.5
1999	312993	101179	211814	32.3	73864	239129	23.6	
2000	313741	105841	207900	33.7	75992	237749	24.2	

**Table 20(b).** Swordfish estimated landings and discards (catch-at-size for 2002 assessment) in number (total, <125cm, ≥125 cm, <119 cm and ≥119 cm) and proportion of undersized fish (%<125 and %<119 cm) of all fleets and gears for the South Atlantic stock.

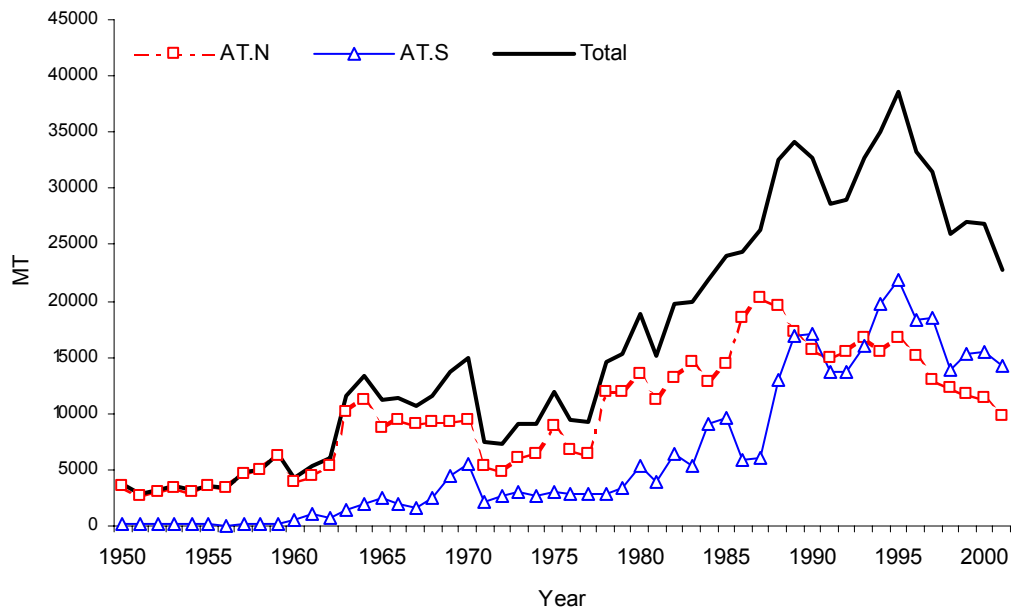
	<i>Year</i>	<i>Total</i>	<i>&lt;125</i>	<i>≥125</i>	<i>%&lt;125</i>	<i>&lt;119</i>	<i>≥119</i>	<i>%&lt;119</i>
		#	#	#	%	#	#	%
Landings	1986	89711	7944	81767	8.9	5767	83943	6.4
	1987	85983	5925	80058	6.9	3717	82266	4.3
	1988	211140	22590	188551	10.7	19048	192092	9.0
	1989	306602	44598	262004	14.5	35755	270847	11.7
	1990	283414	23091	260323	8.1	16891	266522	6.0
	1991	233460	17853	215607	7.6	13083	220377	5.6
	1992	248159	17913	230246	7.2	12184	235975	4.9
	1993	255614	23845	231769	9.3	17989	237625	7.0
	1994	357348	45772	311576	12.8	33128	324220	9.3
	1995	402196	50794	351402	12.6	34439	367757	8.6
	1996	347457	30507	316951	8.8	19802	327656	5.7
	1997	339521	39265	300256	11.6	27148	312373	8.0
	1998	265504	28338	237166	10.7	18033	247471	6.8
	1999	299682	37803	261879	12.6	23211	276470	7.7
2000	327694	57191	270503	17.5	43018	284676	13.1	
Discards	1996	64	57	7	89.1	48	16	75.2
	1997	303	9	294	2.9	3	301	0.8
	1998	224	18	205	8.2	6	217	2.9
	1999	396	356	40	89.8	275	121	69.4
	2000	95	86	9	90.5	72	23	75.9
Total	1986	89711	7944	81767	8.9	5767	83943	6.4
	1987	85983	5925	80058	6.9	3717	82266	4.3
	1988	211140	22590	188551	10.7	19048	192092	9.0
	1989	306602	44598	262004	14.5	35755	270847	11.7
	1990	283414	23091	260323	8.1	16891	266522	6.0
	1991	233460	17853	215607	7.6	13083	220377	5.6
	1992	248159	17913	230246	7.2	12184	235975	4.9
	1993	255614	23845	231769	9.3	17989	237625	7.0
	1994	357348	45772	311576	12.8	33128	324220	9.3
	1995	402196	50794	351402	12.6	34439	367757	8.6
	1996	347521	30563	316958	8.8	19849	327671	5.7
	1997	339824	39274	300550	11.6	27150	312674	8.0
	1998	265728	28356	237371	10.7	18039	247688	6.8
	1999	300078	38158	261919	12.7	23486	276592	7.8
2000	327789	57277	270512	17.5	43091	284698	13.1	

**Table 20 (c).** Swordfish estimated landings and discards (catch-at-size for 2002 assessment) in number (total, <125cm, ≥125 cm, <119 cm and ≥119 cm) and proportion of undersized fish (%<125 and %<119 cm) of all fleets and gears for North plus South Atlantic.

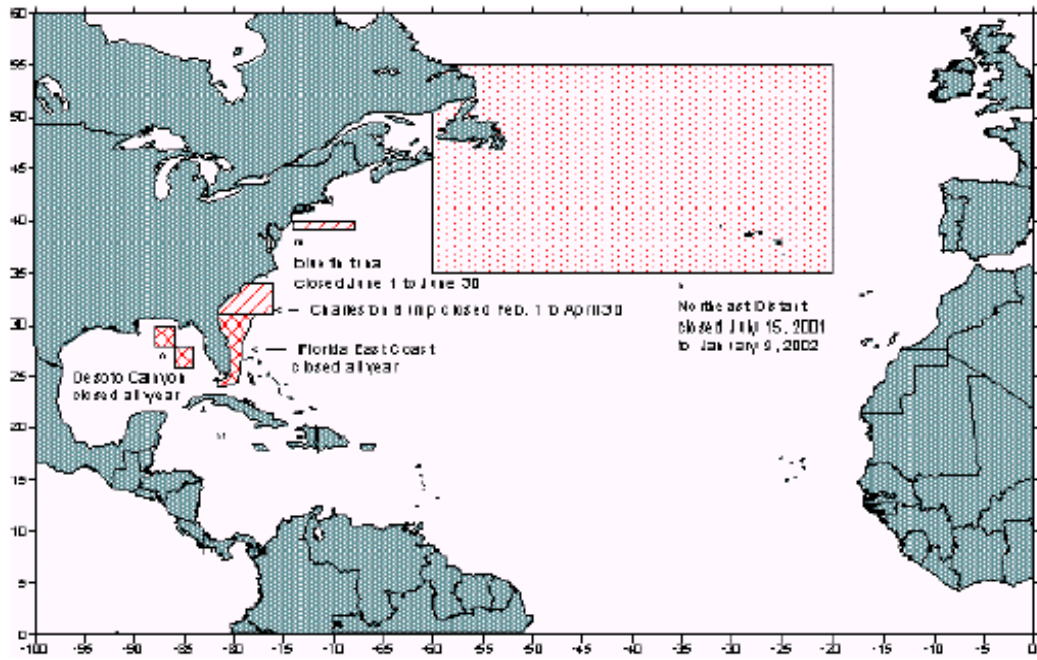
	<i>Year</i>	<i>Total</i>	<i>&lt;125</i>	<i>≥125</i>	<i>%&lt;125</i>	<i>&lt;119</i>	<i>≥119</i>	<i>%&lt;119</i>
		<i>#</i>	<i>#</i>	<i>#</i>	<i>%</i>	<i>#</i>	<i>#</i>	<i>%</i>
Landings	1986	475902	103807	372094	21.8	78347	397554	16.5
	1987	562074	142400	419674	25.3	112030	450044	19.9
	1988	669517	178172	491345	26.6	144847	524671	21.6
	1989	717029	173379	543650	24.2	137066	579963	19.1
	1990	657607	126159	531448	19.2	92884	564722	14.1
	1991	559334	89910	469425	16.1	68756	490578	12.3
	1992	564580	80540	484040	14.3	57081	507499	10.1
	1993	604813	94669	510144	15.7	69007	535806	11.4
	1994	676939	117330	559609	17.3	84755	592184	12.5
	1995	763922	132242	631680	17.3	93235	670687	12.2
	1996	704179	120762	583418	17.1	90071	614108	12.8
	1997	640685	141628	499057	22.1	111428	529257	17.4
	1998	553596	103369	450227	18.7	68157	485439	12.3
1999	573482	102457	471025	17.9	65300	508182	11.4	
2000	591625	126202	465423	21.3	88180	503445	14.9	
Discards	1991	20152	18296	1855	90.8	16072	4080	79.8
	1992	31011	26500	4511	85.5	22380	8631	72.2
	1993	33075	29051	4025	87.8	25083	7992	75.8
	1994	49827	45582	4245	91.5	38353	11475	77.0
	1995	35228	29443	5785	83.6	23754	11474	67.4
	1996	37751	34058	3693	90.2	28609	9143	75.8
	1997	31791	28883	2908	90.9	24135	7656	75.9
	1998	32670	30237	2434	92.6	25159	7512	77.0
	1999	39589	36880	2708	93.2	32050	7539	81.0
	2000	49905	36916	12990	74.0	30903	19002	61.9
Total	1986	475902	103807	372094	21.8	78347	397554	16.5
	1987	562074	142400	419674	25.3	112030	450044	19.9
	1988	669517	178172	491345	26.6	144847	524671	21.6
	1989	717029	173379	543650	24.2	137066	579963	19.1
	1990	657607	126159	531448	19.2	92884	564722	14.1
	1991	579486	108206	471280	18.7	84828	494657	14.6
	1992	595591	107040	488551	18.0	79461	516130	13.3
	1993	637888	123719	514169	19.4	94090	543798	14.8
	1994	726766	162912	563854	22.4	123108	603658	16.9
	1995	799150	161685	637465	20.2	116989	682161	14.6
	1996	741931	154820	587111	20.9	118680	623251	16.0
	1997	672477	170511	501965	25.4	135564	536913	20.2
	1998	586267	133605	452661	22.8	93316	492951	15.9
1999	613070	139337	473733	22.7	97350	515720	15.9	
2000	641530	163118	478412	25.4	119083	522447	18.6	



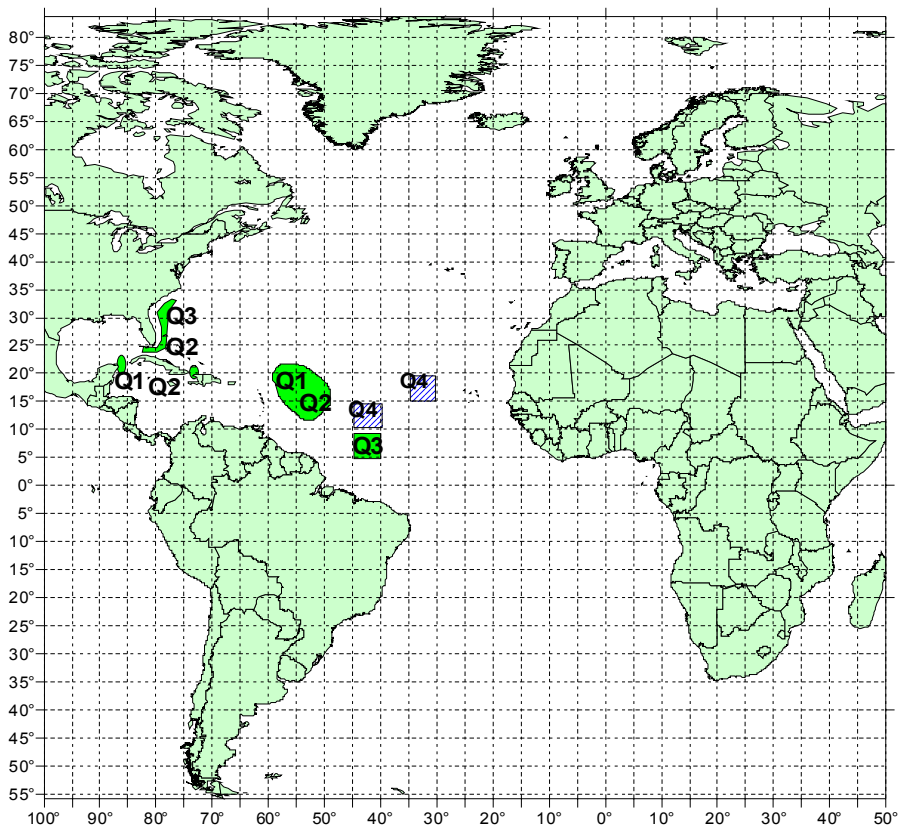
**Figure 1.** Geographical distribution of swordfish longline catches in 1997. The dashed line at 5°N is the assumed boundary between North and South management units.



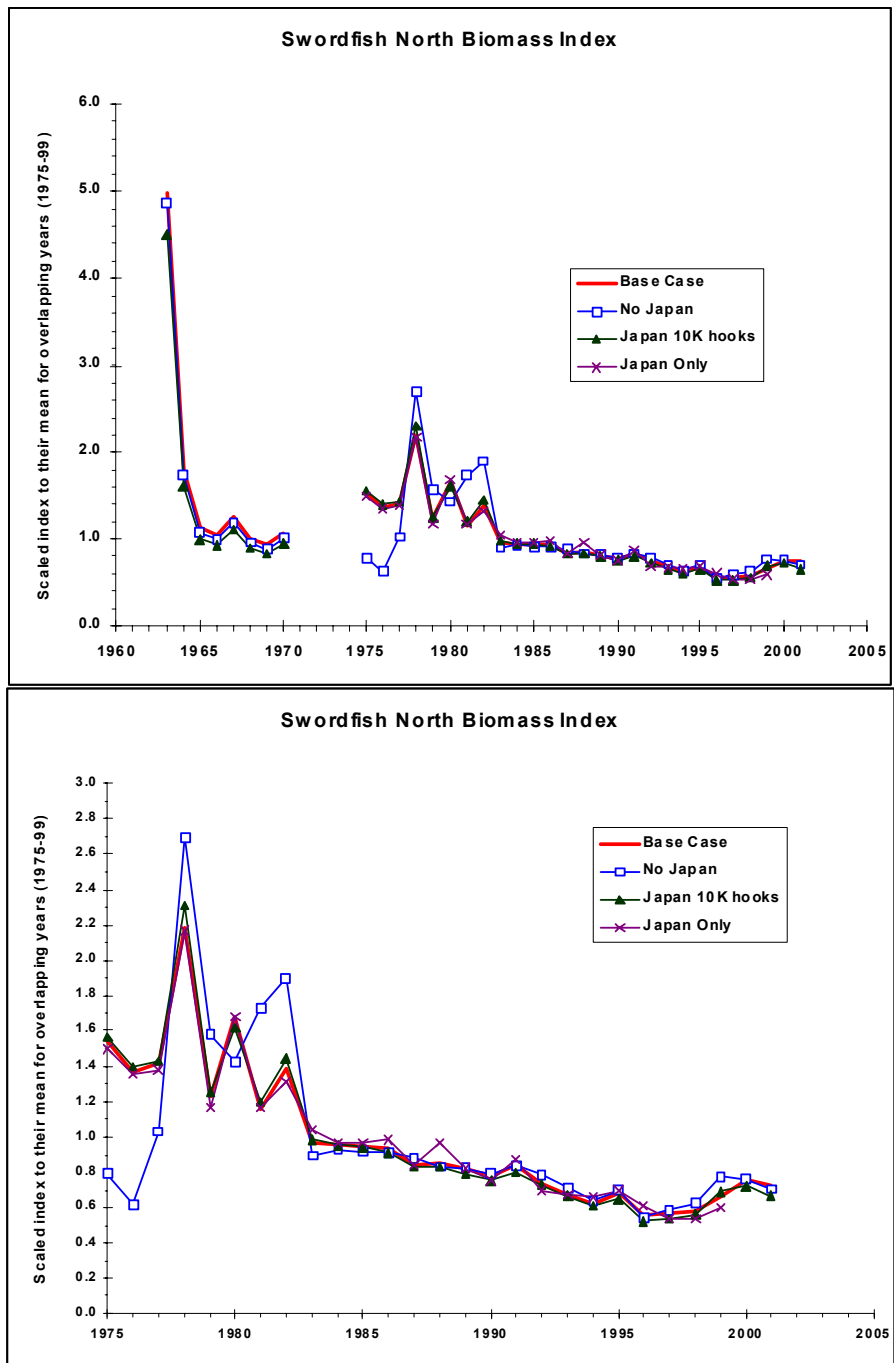
**Figure 2.** Estimated catches (reported and carried over) of Atlantic swordfish (in t, including discards) for 1950-2001.



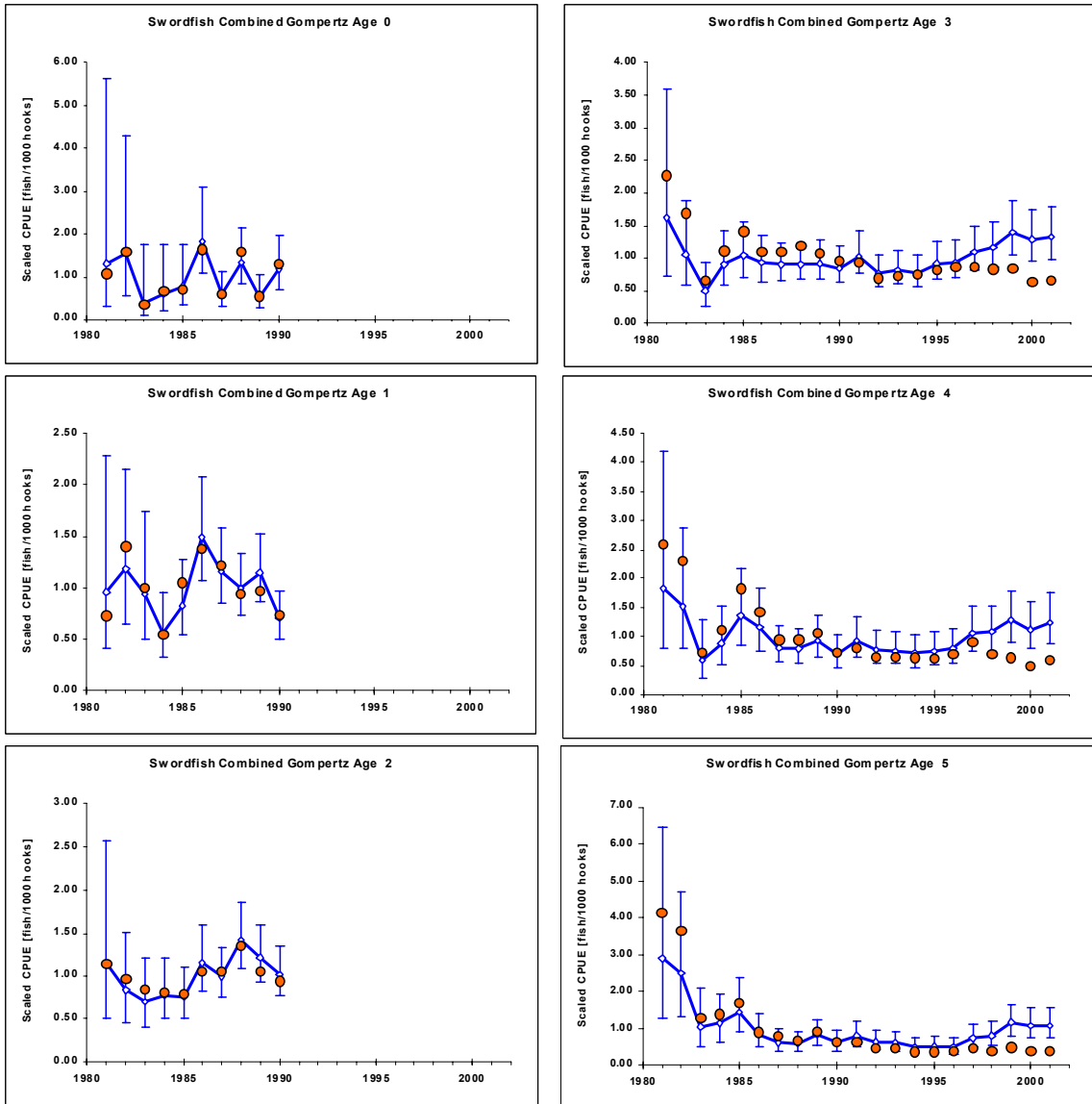
**Figure 3.** Time-area closures implemented in year 2001 affecting the U.S. longline fishery.



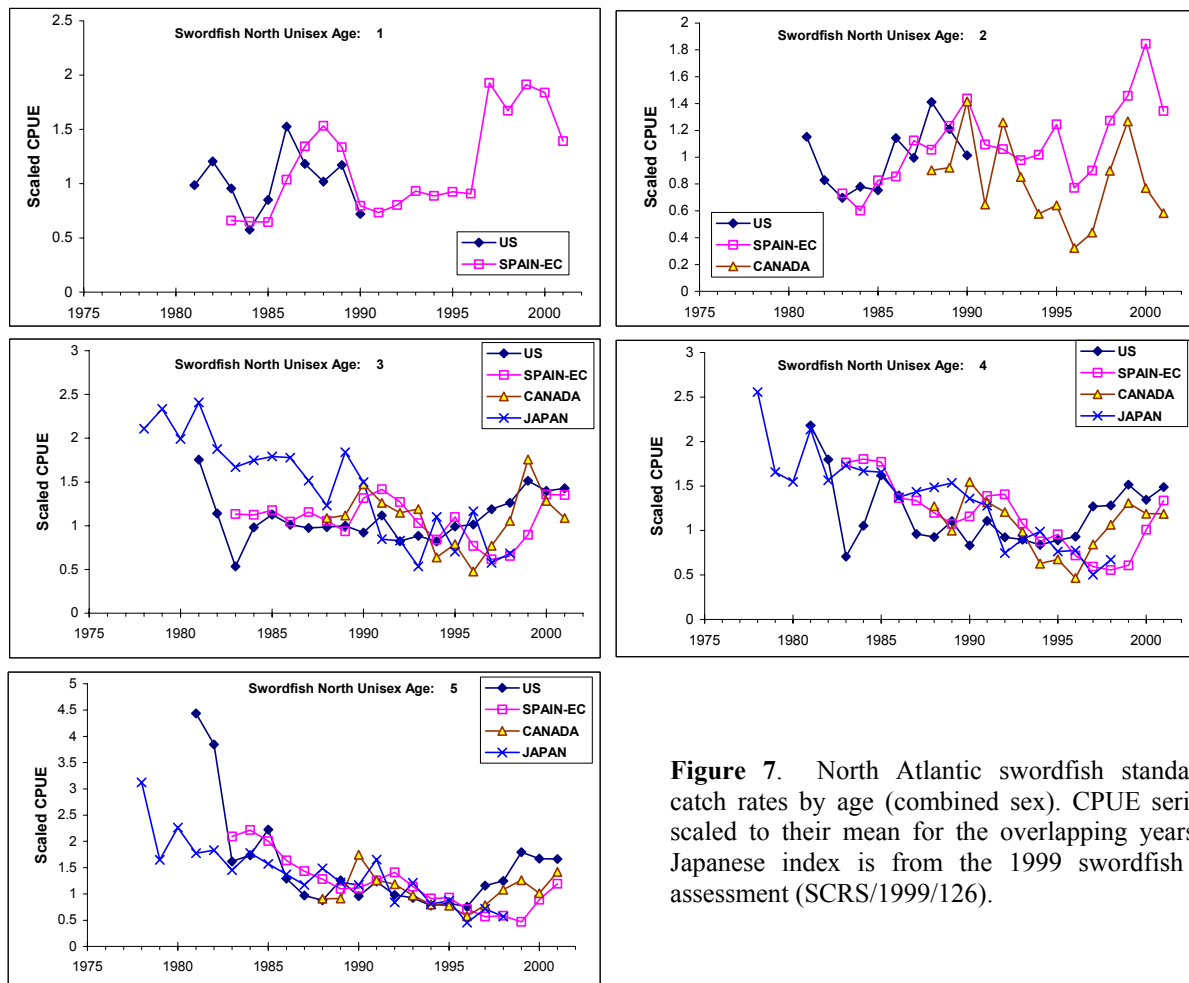
**Figure 4.** Map showing most recent North Atlantic swordfish spawning grounds based on reproductive information of female fish. Solid areas are based on information from swordfish gonads with hydrated oocytes; hatched area is based on GI information. Letters and numbers indicate spawning seasons within each area. South Atlantic and Mediterranean spawning areas not shown.



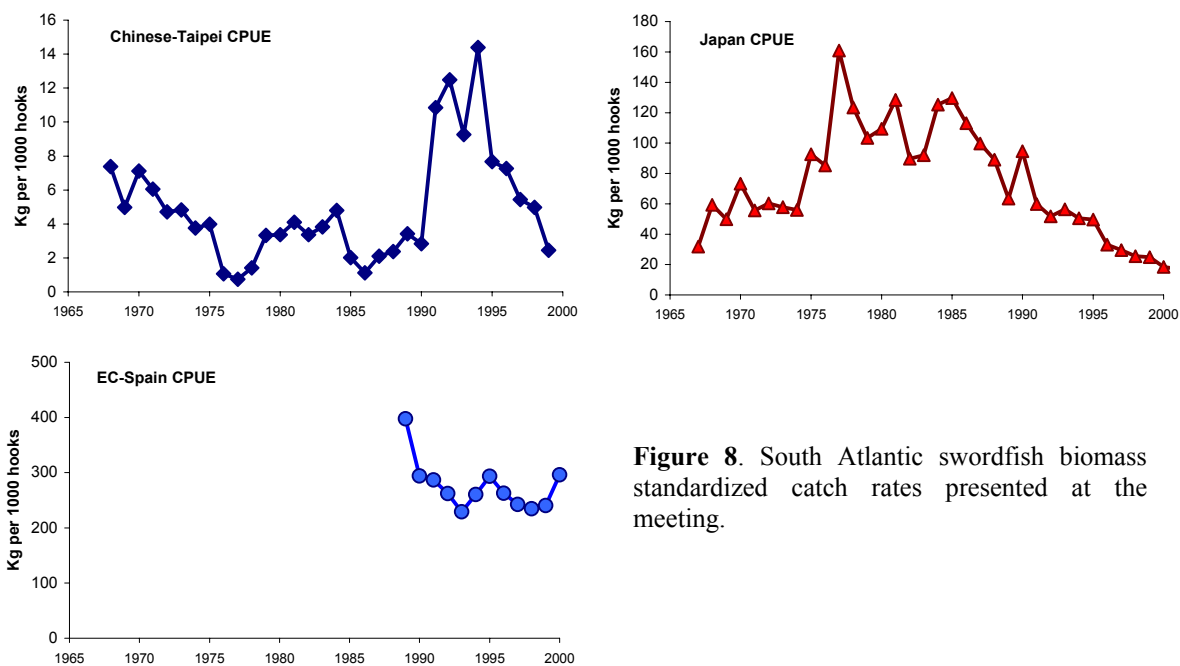
**Figure 5.** Biomass index for the North Atlantic swordfish stock sensitivity runs conducted at the meeting. Base Case as presented in SCRS/2002/116, see text for detailed description of the other runs. The two figures are the same plot, with the bottom one on an enlarged scale and with a truncated y-axis (1975-2005).



**Figure 6.** Nominal (solid dots) and standardized catch rates of swordfish by age-sex combined from the U.S. pelagic longline fishery. Bars represent estimated 95% confidence intervals.

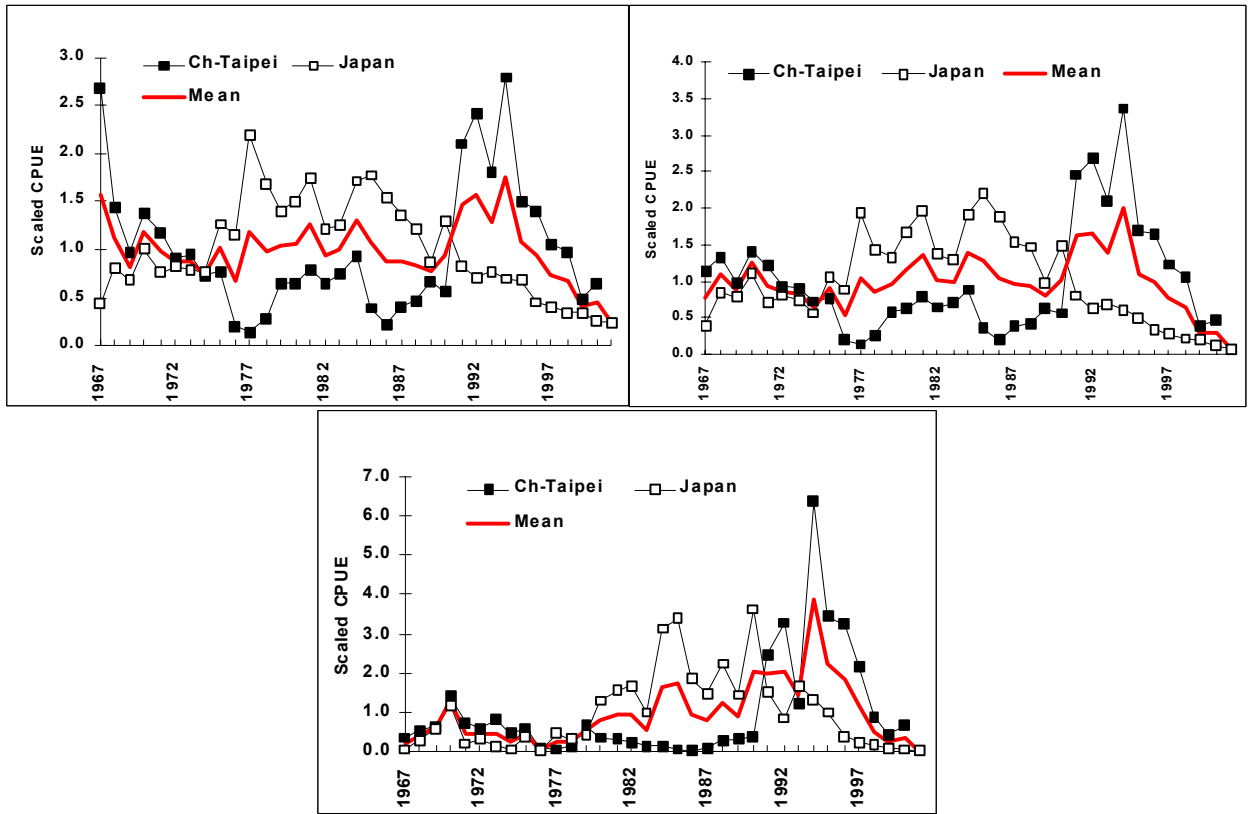


**Figure 7.** North Atlantic swordfish standardized catch rates by age (combined sex). CPUE series are scaled to their mean for the overlapping years. The Japanese index is from the 1999 swordfish stock assessment (SCRS/1999/126).

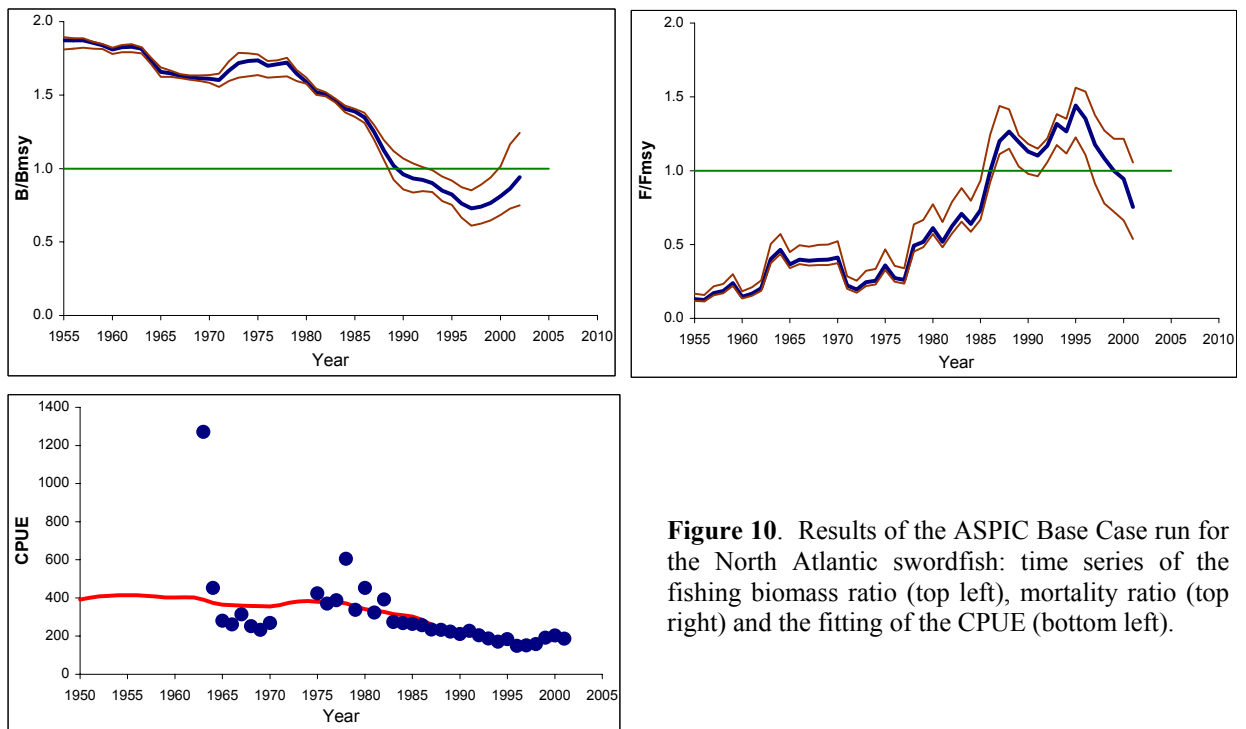


**Figure 8.** South Atlantic swordfish biomass standardized catch rates presented at the meeting.

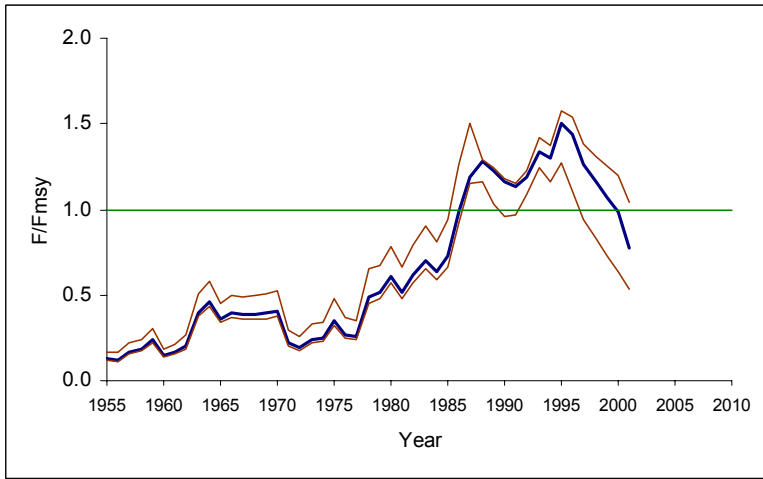
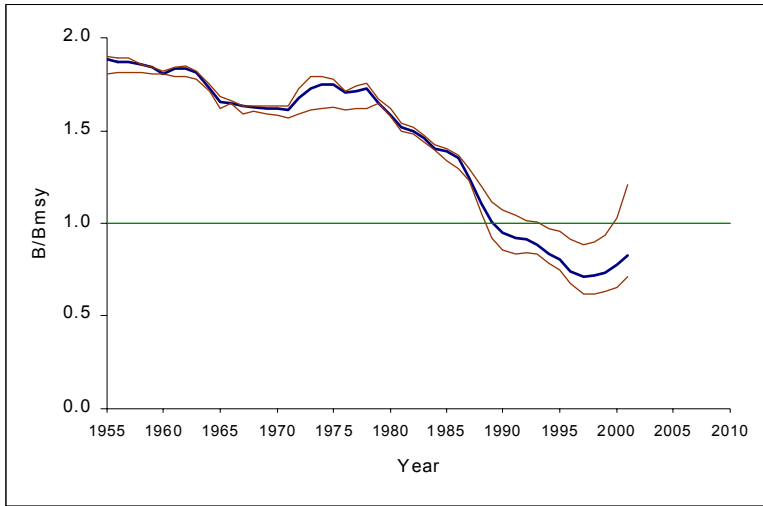




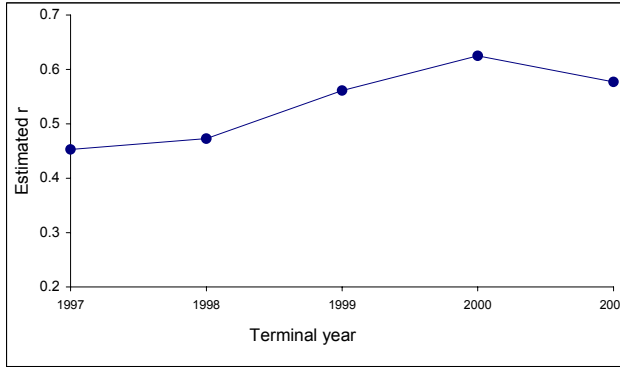
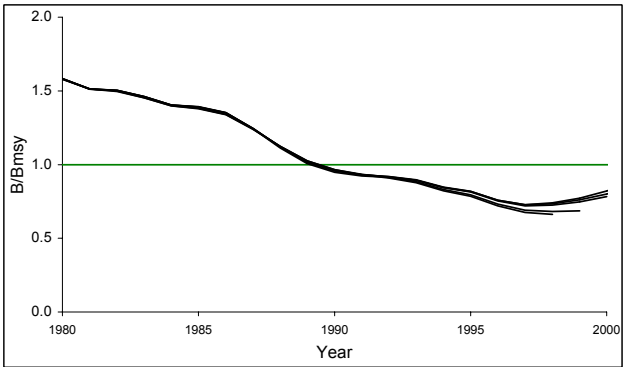
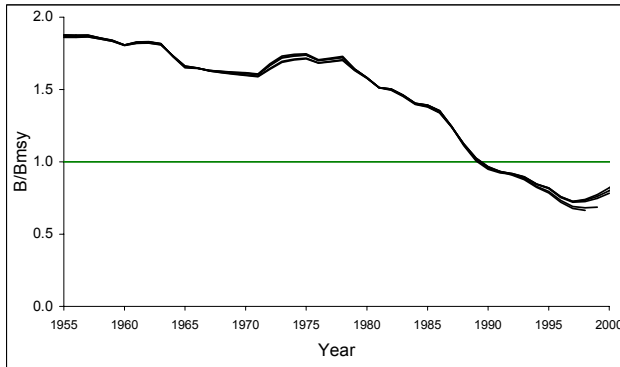
**Figure 9.** Estimated combined biomass CPUE series for the South Atlantic swordfish non-target fisheries. The top-left plot shows the mean catch un-weighted, top-right plot the mean catch weighted by the variance, and the bottom plot the mean catch weighted by the total catch.



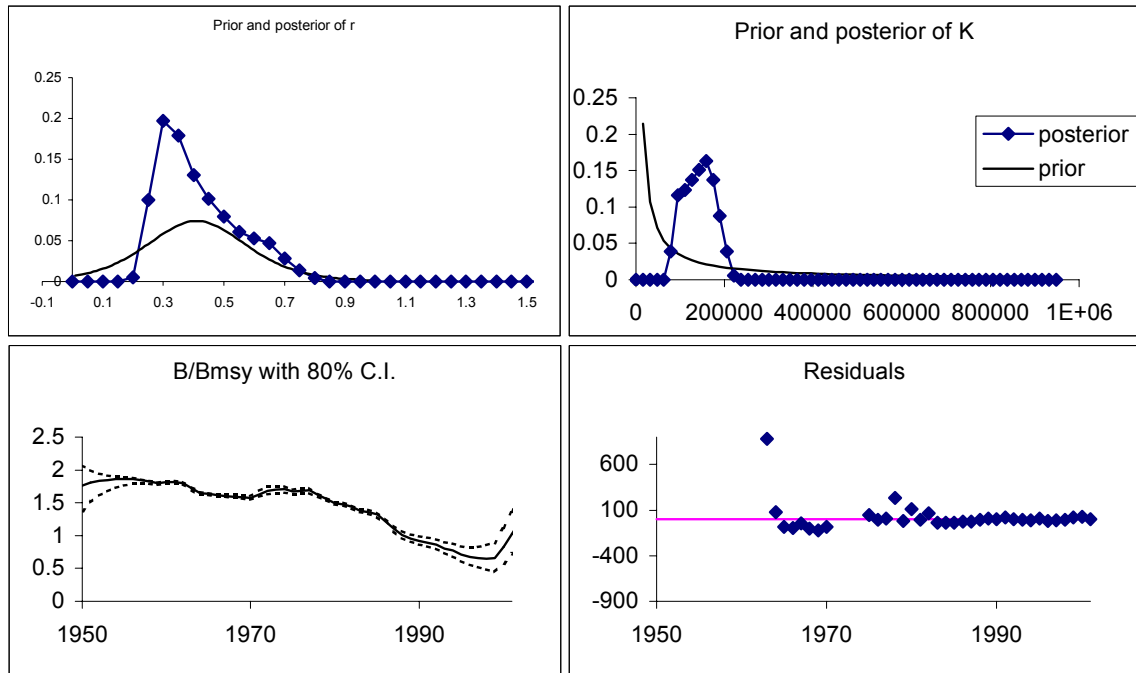
**Figure 10.** Results of the ASPIC Base Case run for the North Atlantic swordfish: time series of the fishing biomass ratio (top left), mortality ratio (top right) and the fitting of the CPUE (bottom left).



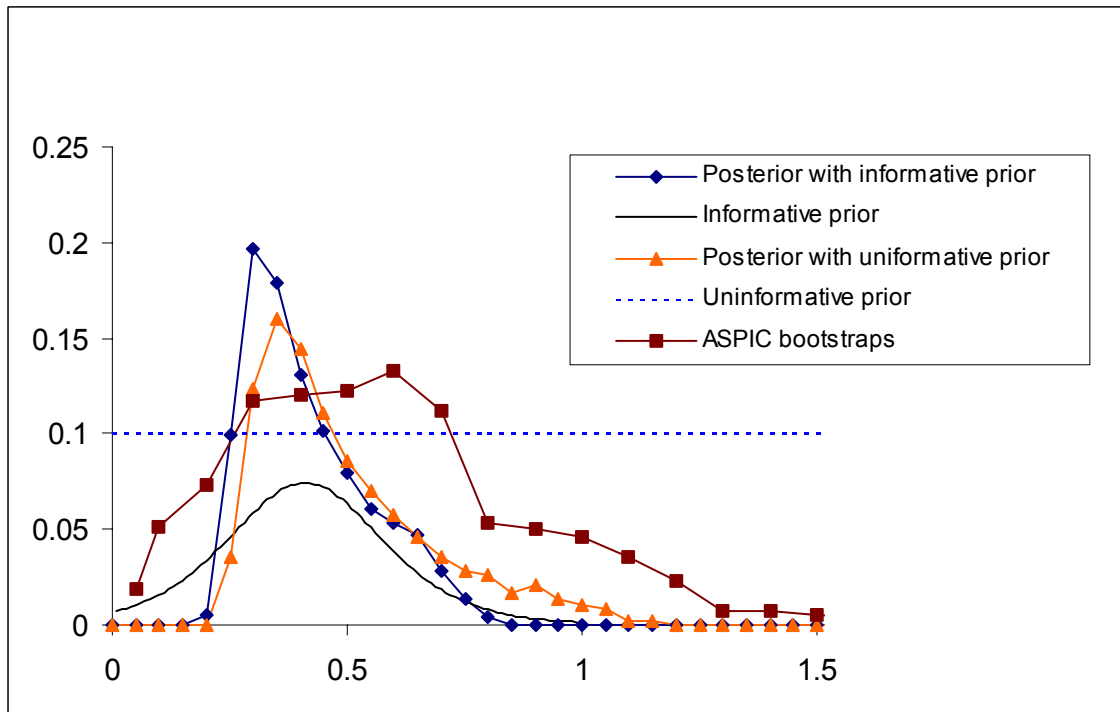
**Figure 11.** Results of the ASPIC sensitivity run for the North Atlantic swordfish in which the CPUE time series was split in two periods. Fishing mortality ratio (top) and the biomass ratio (bottom) are shown.



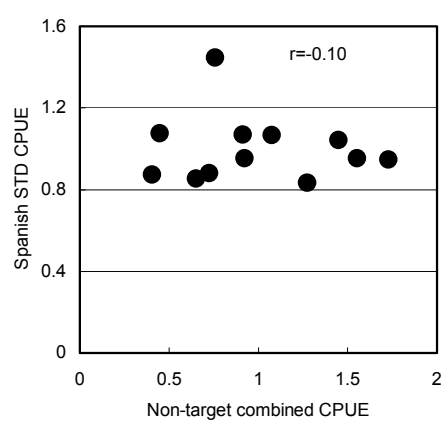
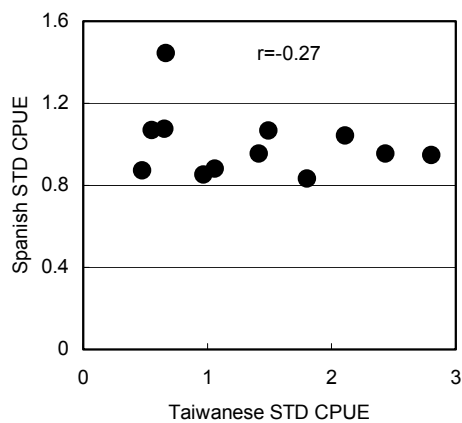
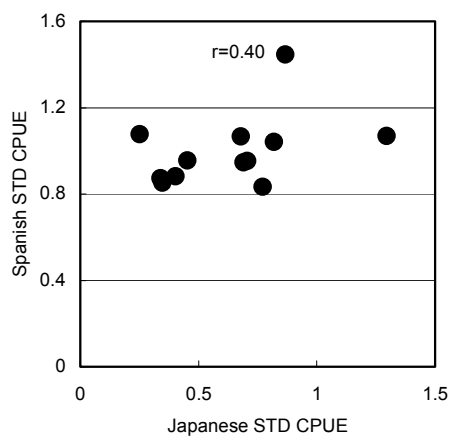
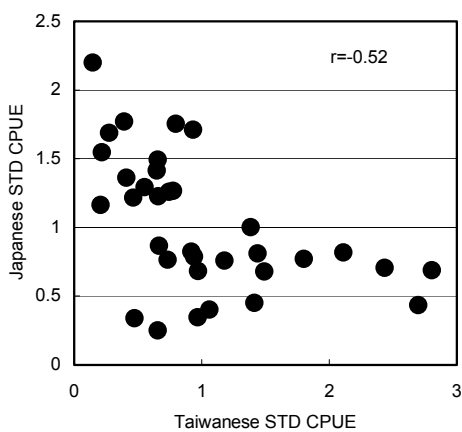
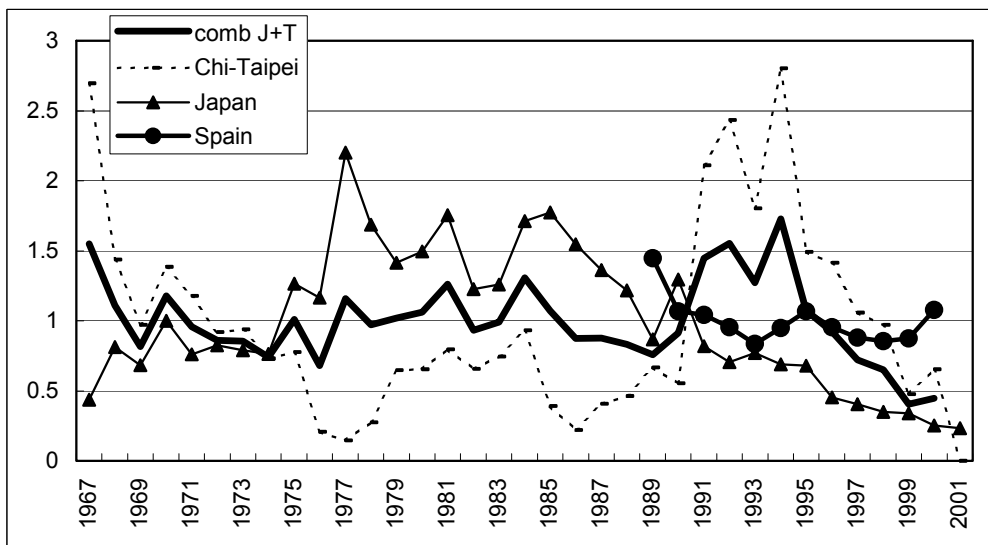
**Figure 12.** Results of retrospective analysis for the North stock ASPIC run in biomass ratio (top) and  $r$  (bottom).



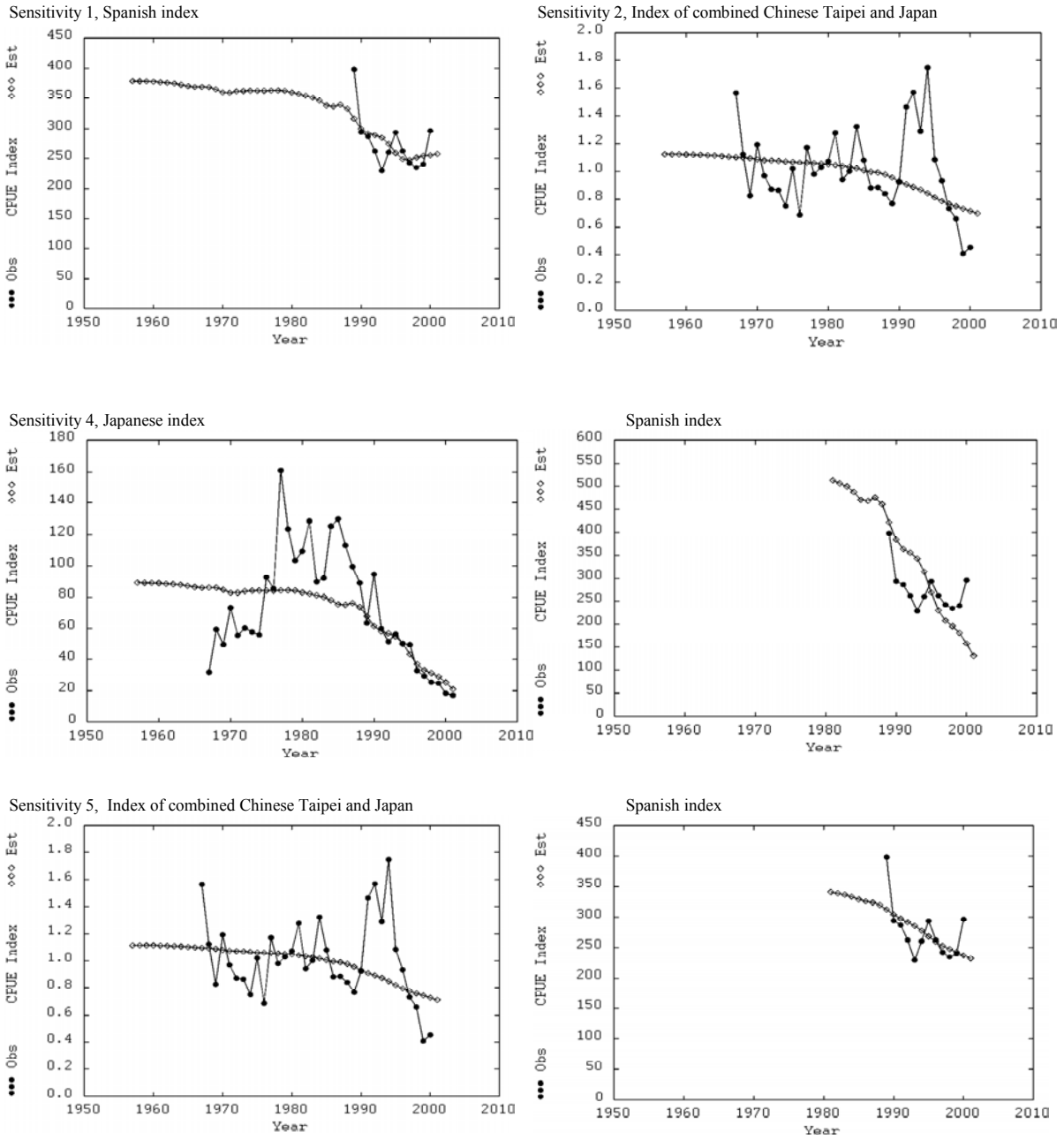
**Figure 13.** Results from the North Atlantic Bayesian surplus production model with an informative prior for  $r$ .



**Figure 14.** Priors and posteriors of  $r$  from the Bayesian models for the North Atlantic, and the distribution of bootstrapped estimates of  $r$  from the ASPIC Base Case run.

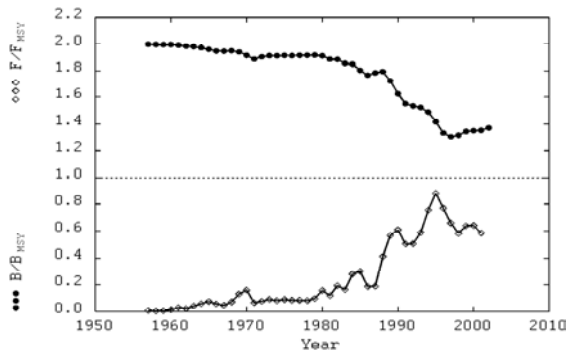


**Figure 15.** Standardized CPUE series of target (Spain) and non-target fisheries (Chinese Taipei, Japan, and the Japan and Chinese Taipei combined) for South Atlantic swordfish. The bottom panels show correlations among the series.

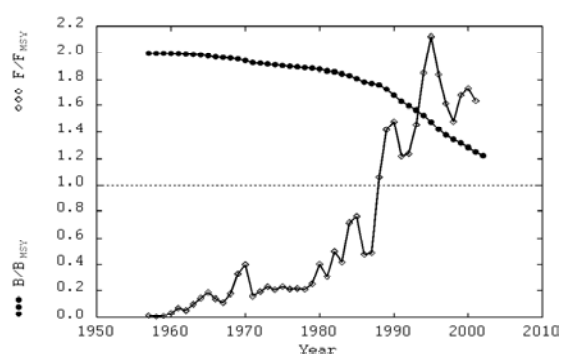


**Figure 16.** Time series of observed and estimated biomass indices for South Atlantic sensitivity runs 1, 2, 4, and 5.

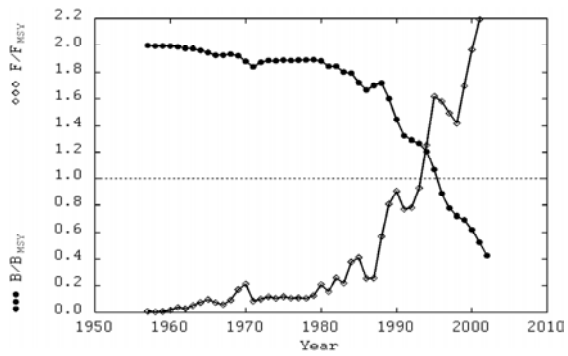
Sensitivity 1



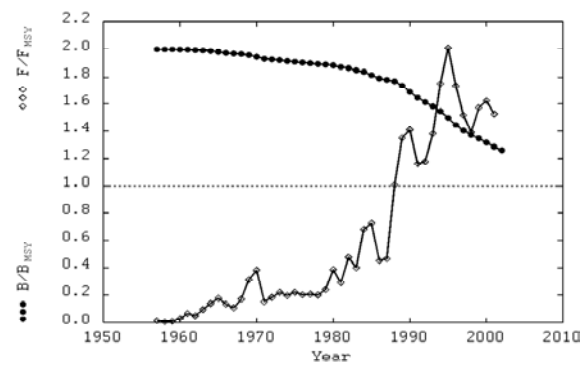
Sensitivity 2



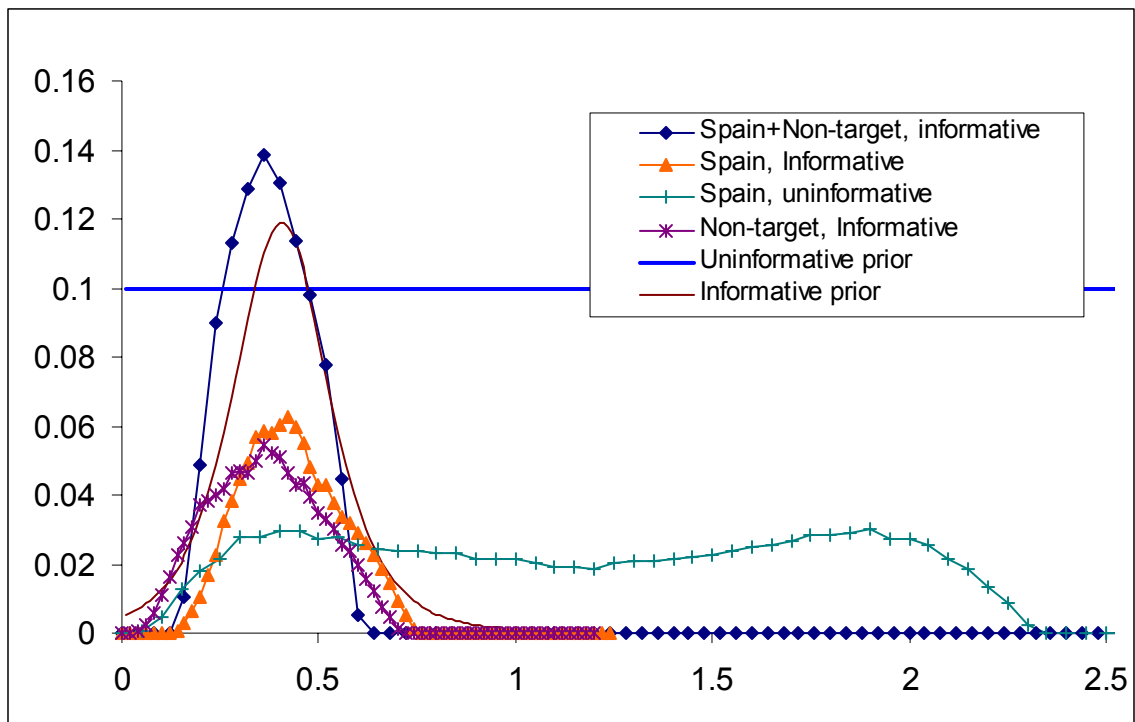
Sensitivity 4



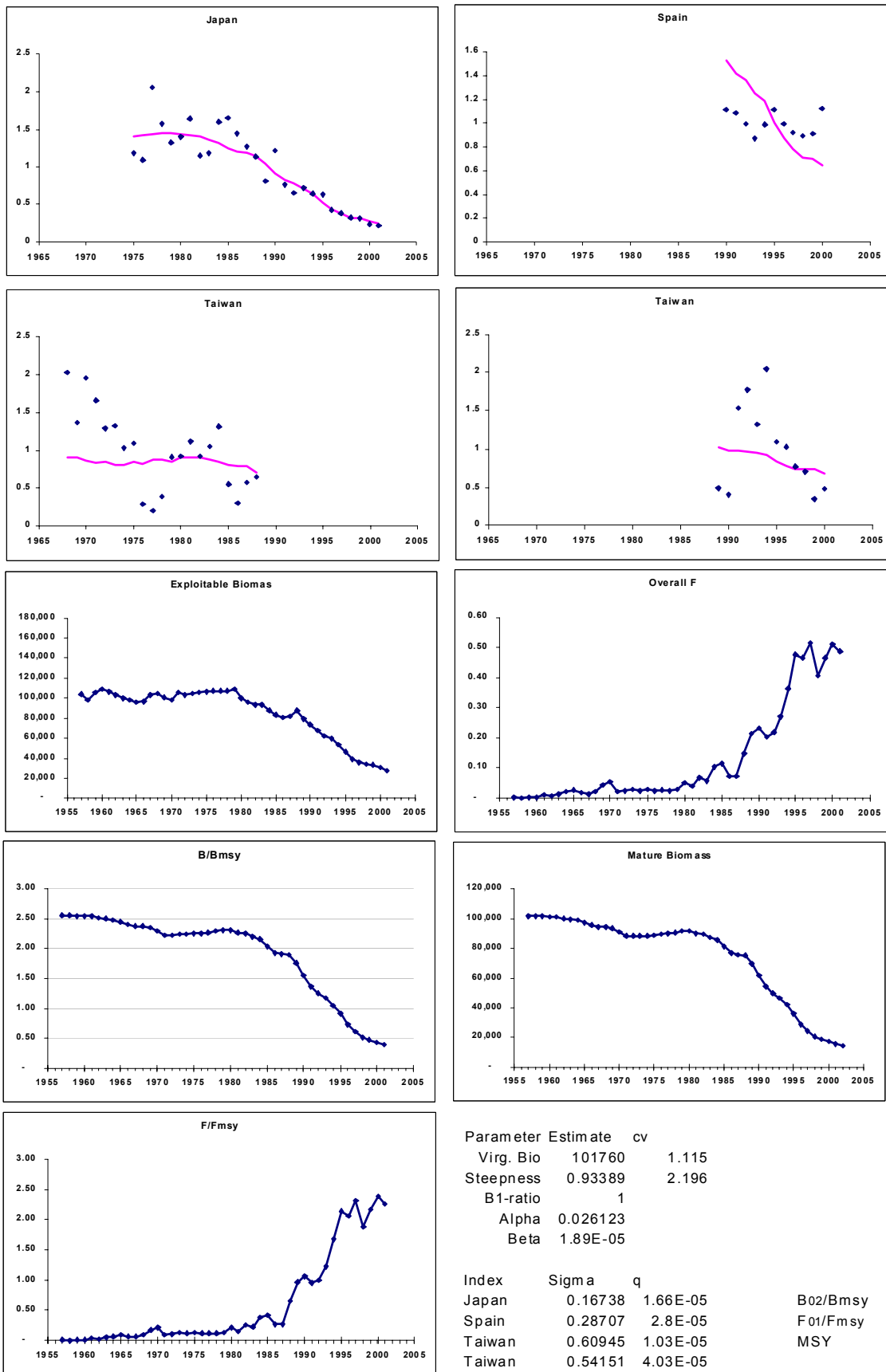
Sensitivity 5



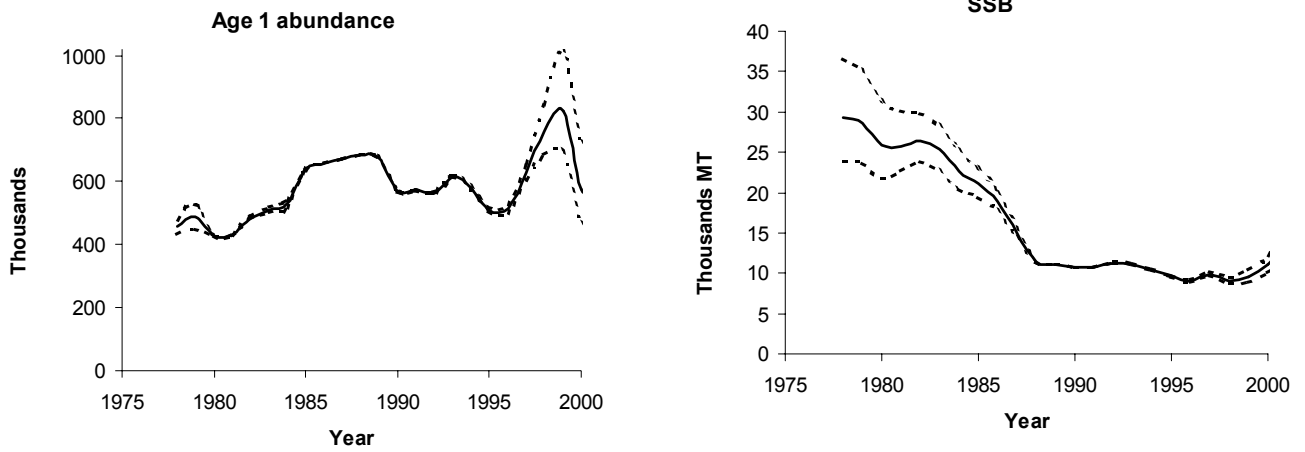
**Figure 17.** Time series of biomass ratio and fishing mortality ratio for South Atlantic sensitivity runs 1, 2, 4, and 5.



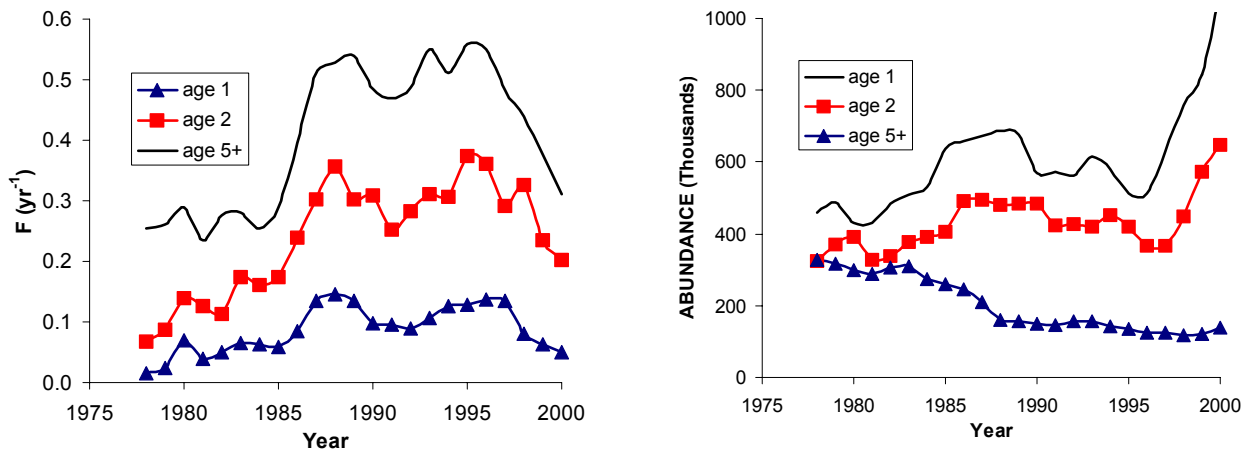
**Figure 18.** Priors and posteriors of  $r$  from Bayesian models for the South Atlantic stock.



**Figure 19.** Age structure production model deterministic results from the South Atlantic swordfish stock. Model specifications were the same as in the 1999 stock assessment. Equal weight was given to each of the indices included; Chinese Taipei index was split into two series as in 1999.

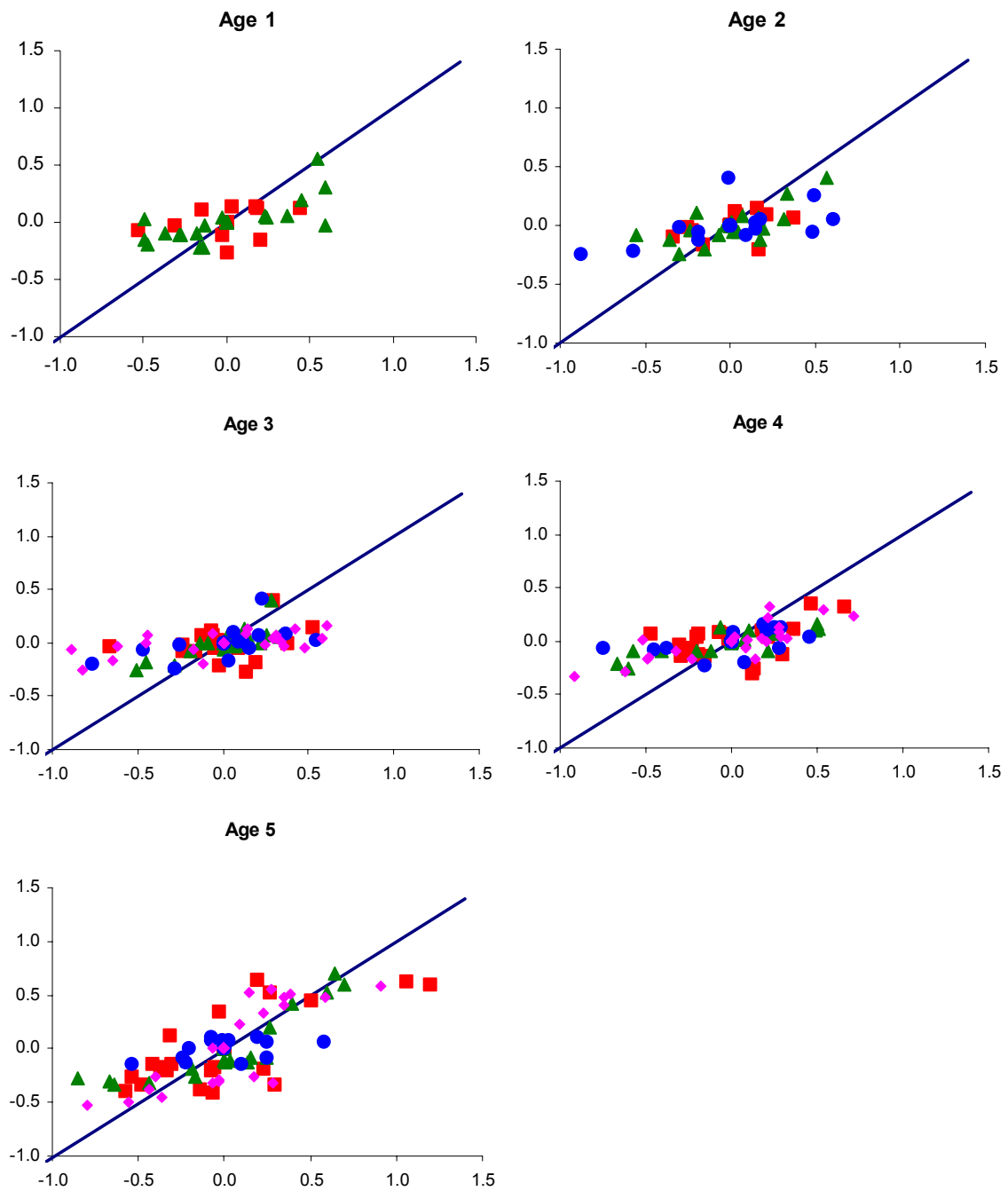


**Figure 20.** Base Case VPA estimates of North Atlantic swordfish recruitment and mid-year spawning biomass (solid lines) with 80 percent bootstrap confidence limits (dashed lines).

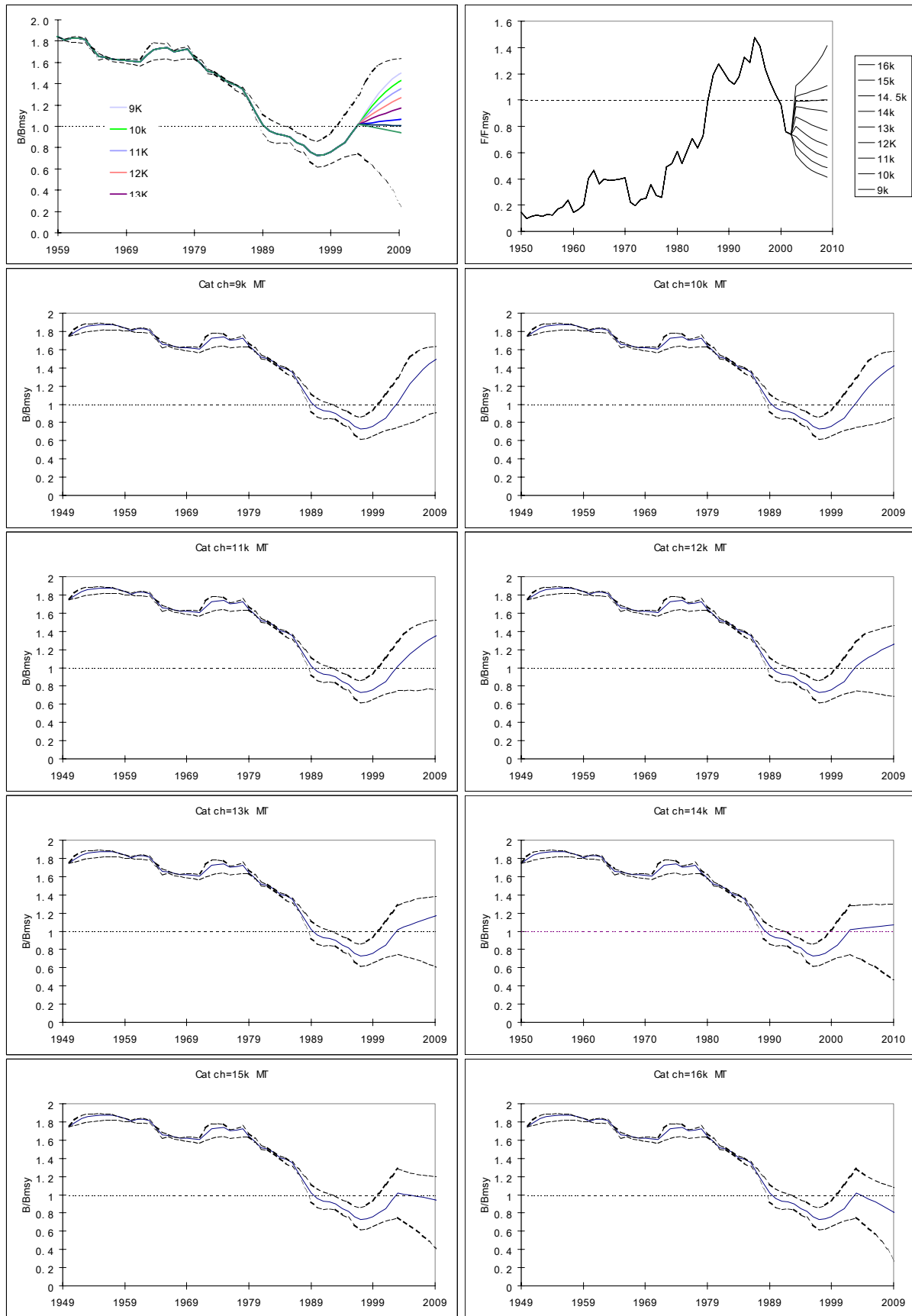


**Figure 21.** Estimates of fishing mortality rate and abundance of age 1, 2 and 5+ North Atlantic swordfish from Base Case VPA.

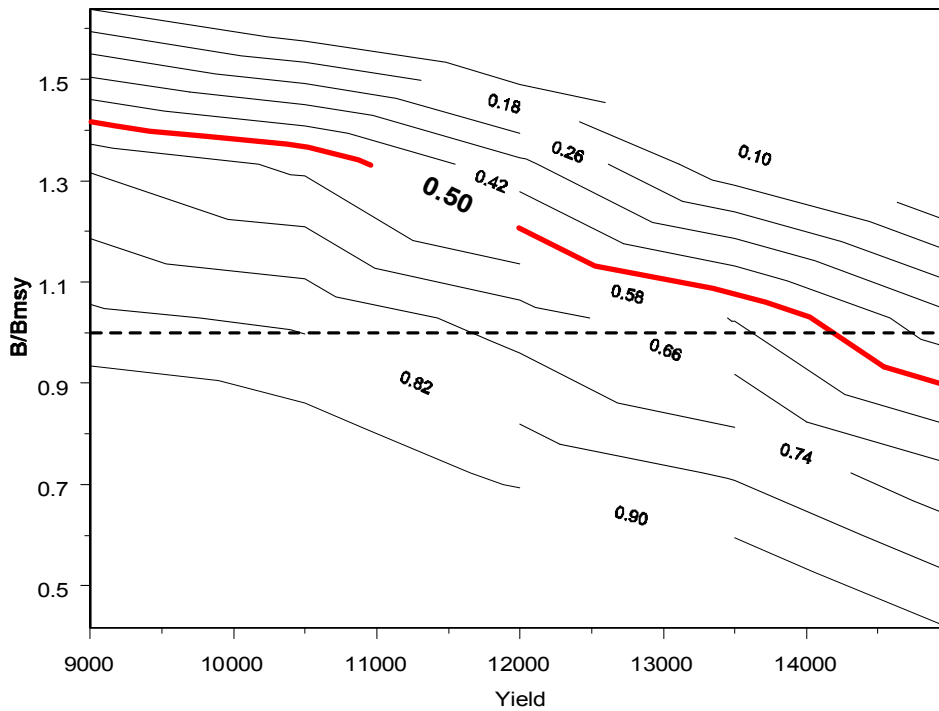




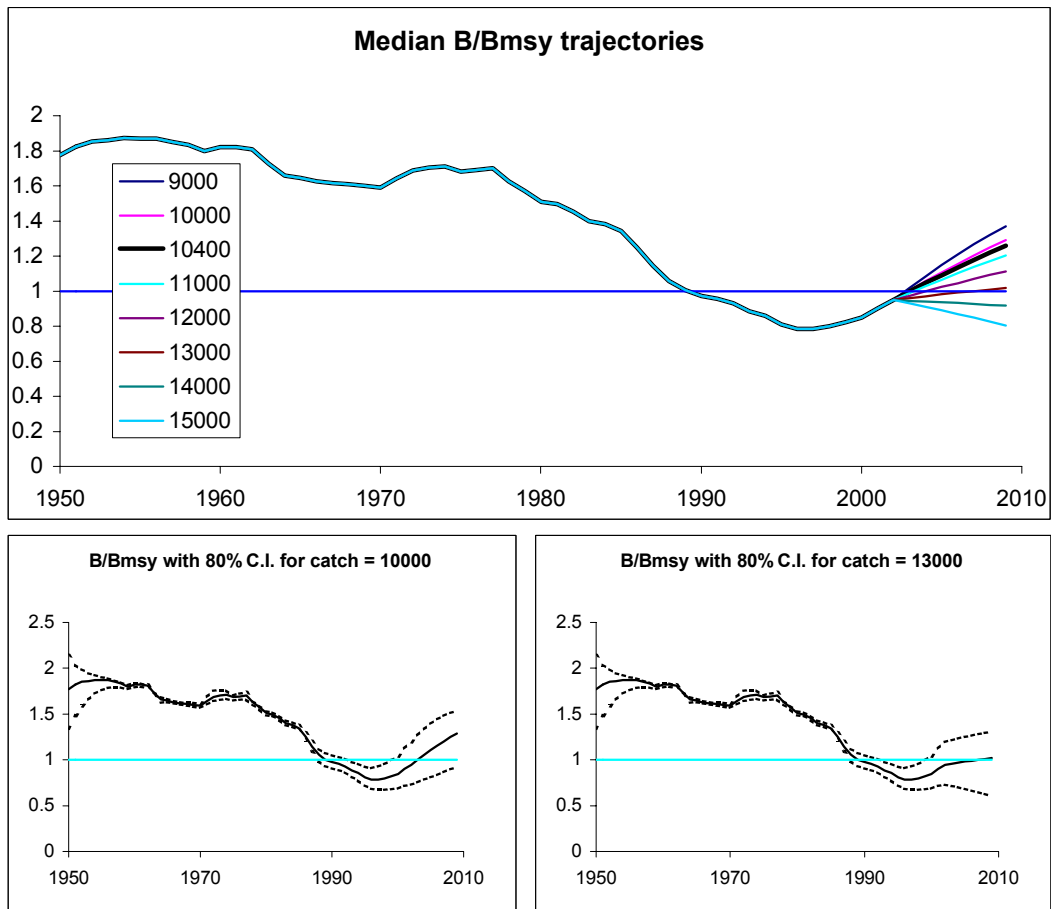
**Figure 22.** Predicted versus observed values of indices (divided by the their respective series means) on logarithmic scale. Squares, triangles, circles and diamonds represent indices from the United States, Spain, Canada and Japan, respectively.



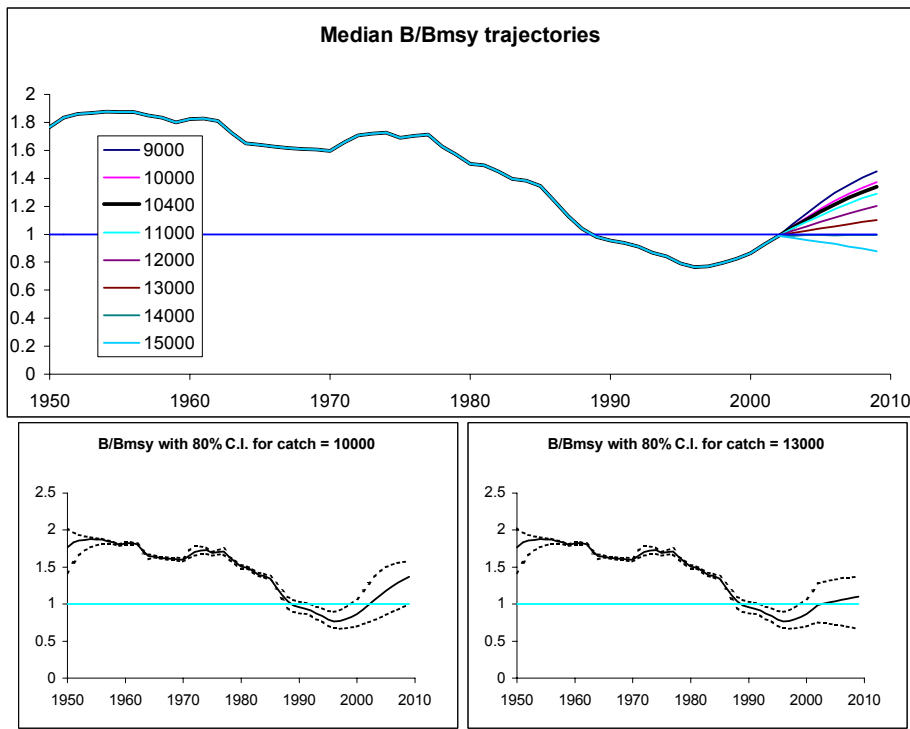
**Figure 23.** North Atlantic swordfish ASPIC future projections: Base Case run – ASPIC version 3.82 (catalogued). Constant catch = 9,000 t to 15,000 t. Median and 80% confidence intervals are shown.



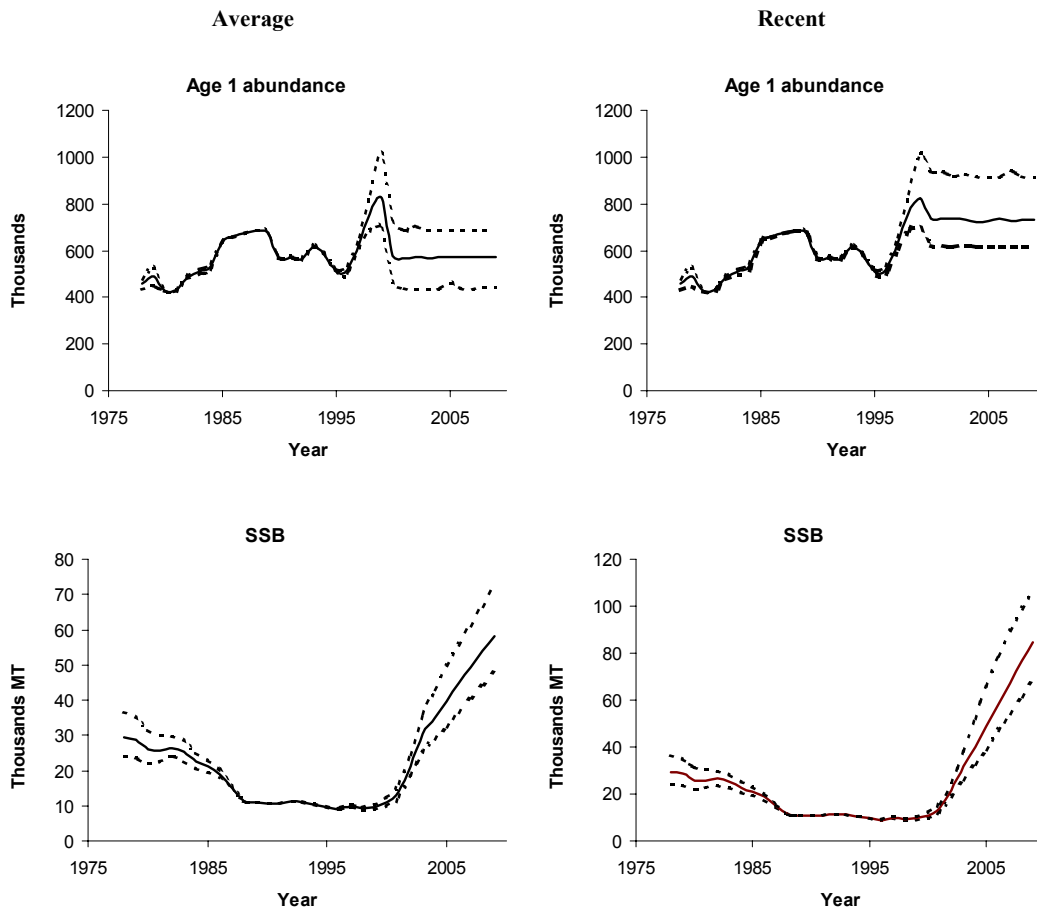
**Figure 24.** Estimated probability of the North Atlantic stock at or above the indicated biomass ratio ( $B/B_{MSY}$ ) by 2009, if yield (landings and discards) were held constant at the tonnage indicated from 2003 to the end of the projection period.



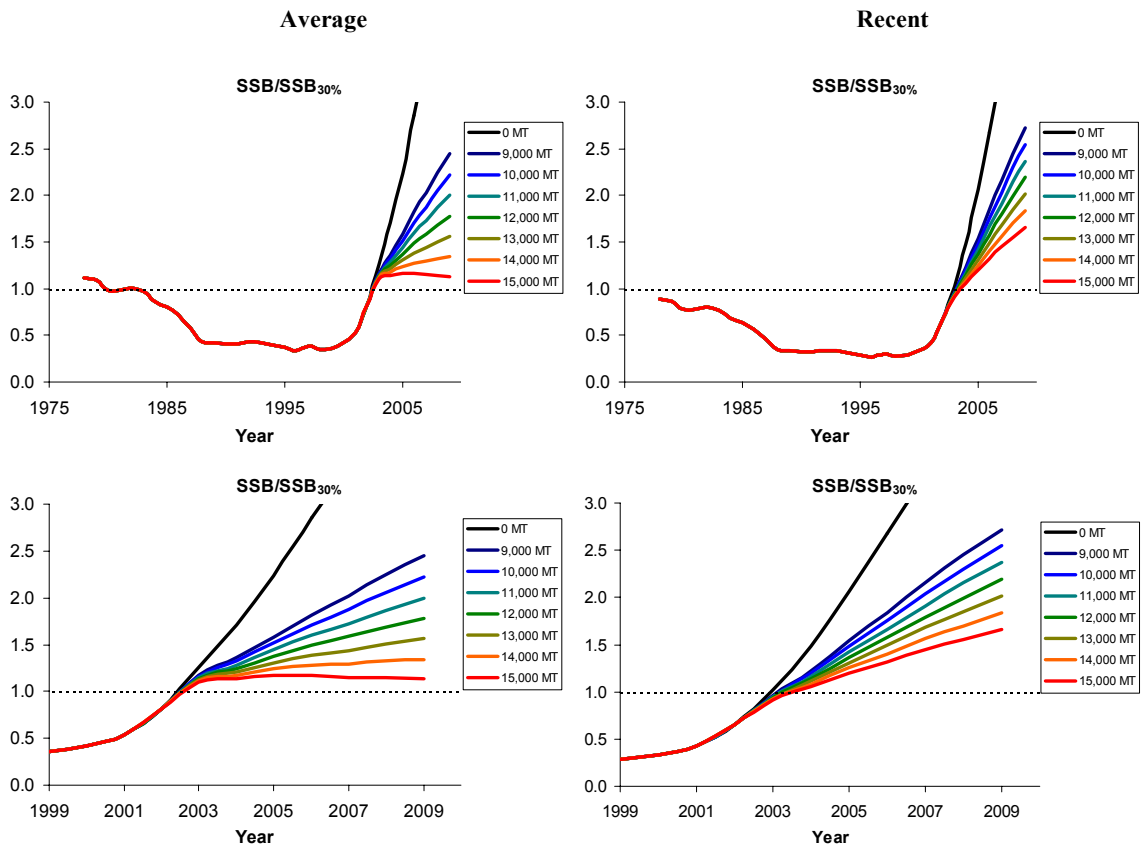
**Figure 25.** Projection results for the North Atlantic Bayesian surplus production model with an informative prior for  $r$ .



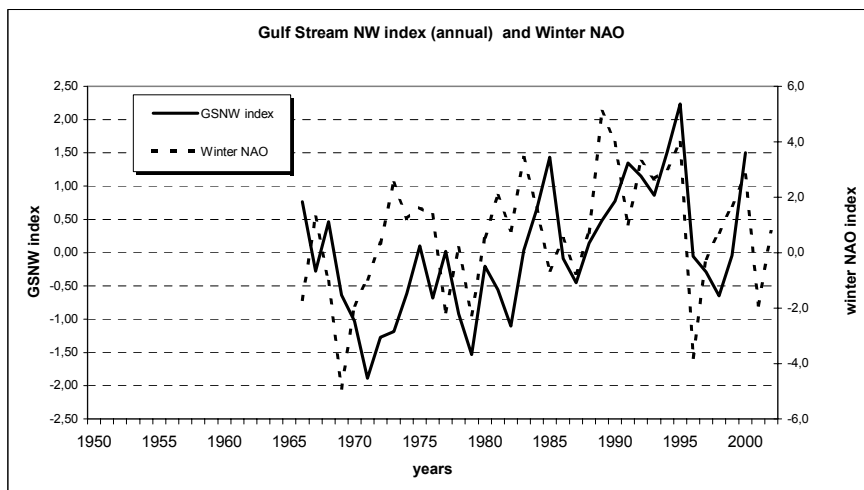
**Figure 26.** Projection results for the North Atlantic Bayesian surplus production model with a non-informative prior for  $r$ .



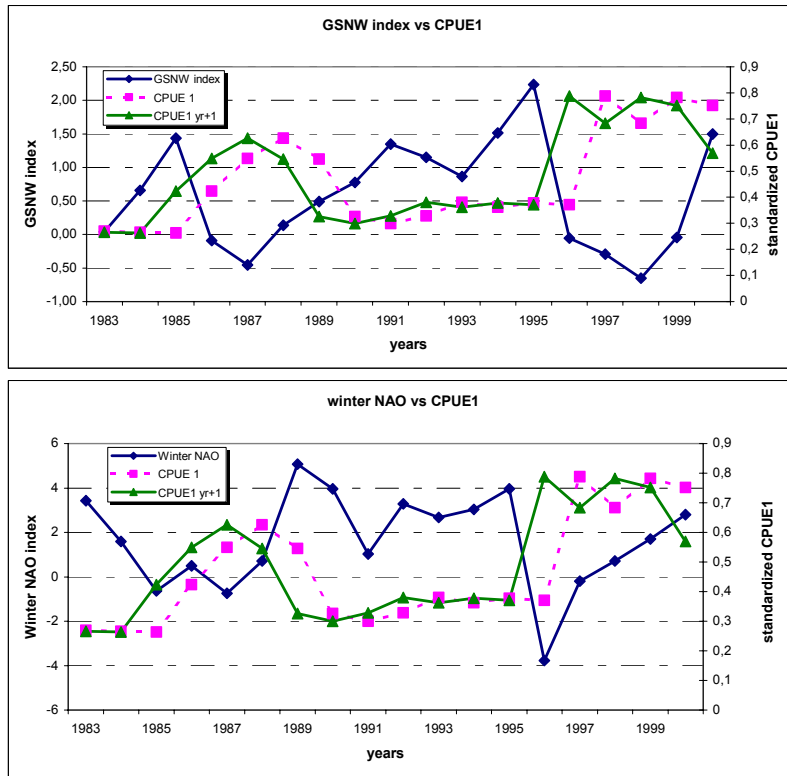
**Figure 27.** Bootstrapped estimates and projections of the recruitment and spawning biomass of North Atlantic swordfish under the 'average' and 'recent' recruitment scenarios assuming future catches near present levels (10,000 t). Dashed lines are 80% confidence limits.



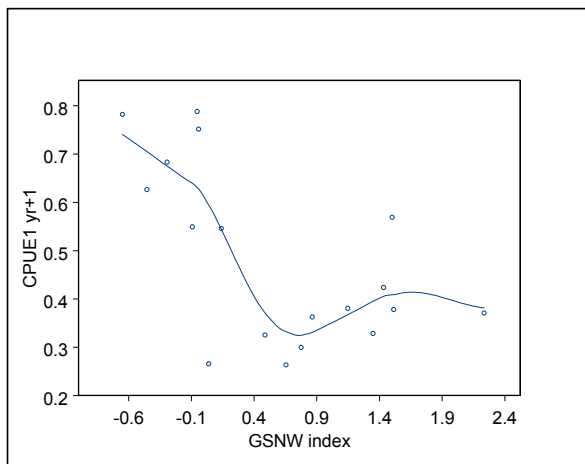
**Figure 28.** Bootstrap median projected trajectories of spawning biomass (SSB) relative to the equilibrium level corresponding to a spawning potential ratio of 30% ( $SSB_{30\%}$ ). Projections are presented under ‘average’ and ‘recent’ recruitment scenarios.



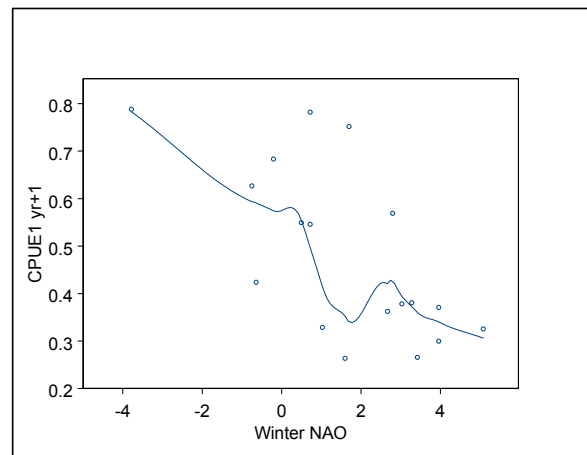
**Figure 29.** Gulf Stream NW index (1966-2000) and winter NAO index (1966-2002).



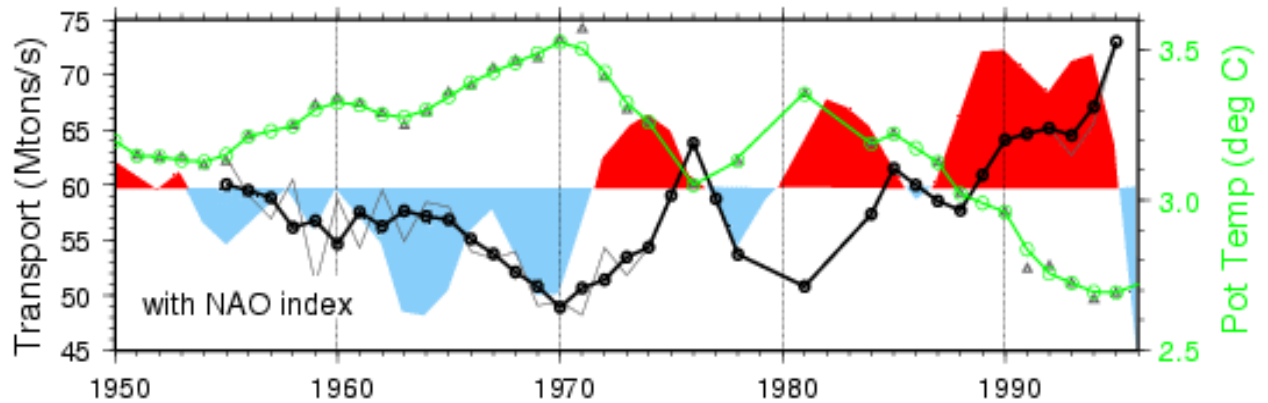
**Figure 30.** Trends of the Gulf Stream NW index (GSNW index) and winter NAO index (year  $y$ ) and the CPUE age 1 (year  $y$ ,  $y+1$ ) obtained from commercial trips of the Spanish longline fleet in the North Atlantic swordfish stock.



**Figure 31.** Expected values from the annual standardized index of CPUE age 1 (solid line) of the North Atlantic swordfish related to GSNW index one year before, using a smoothing local regression (loess) to fit the observed values (dots).



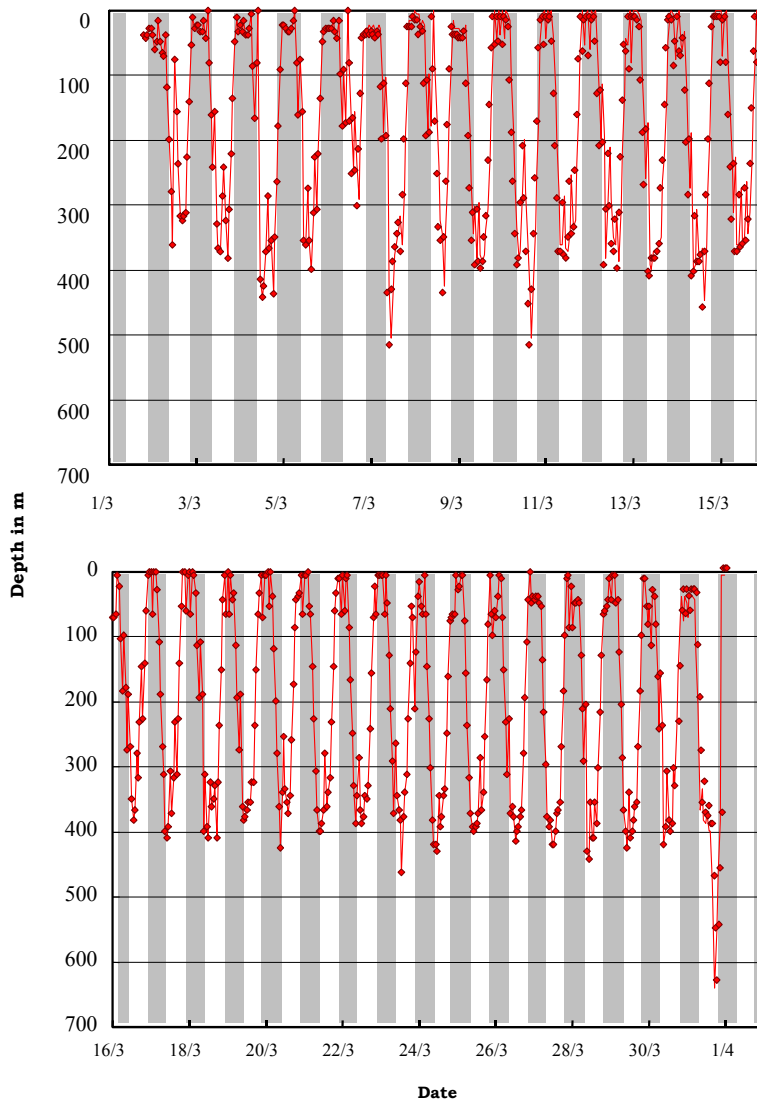
**Figure 32.** Expected values from the annual standardized index of CPUE age 1 (solid line) of the North Atlantic swordfish related to winter NAO index one year before, using a smoothing local regression (loess) to fit the observed values (dots).



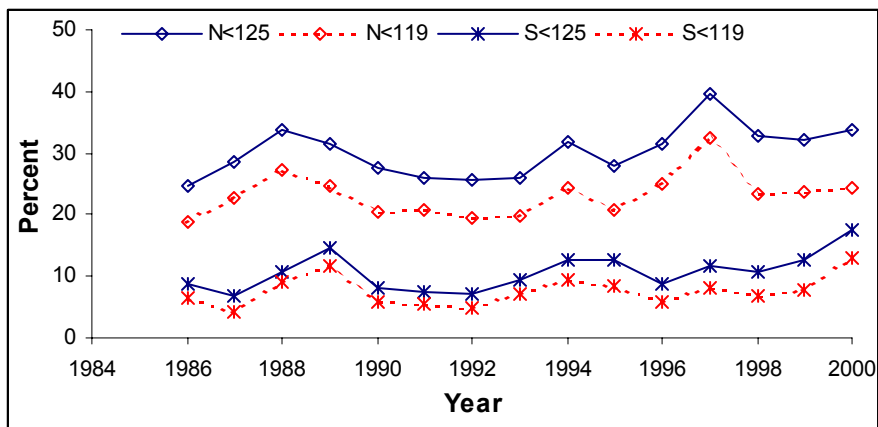
**Figure 33.** Ocean temperatures and transports related to the NAO: A low past winter NAO index (Hurrell, 1995) is plotted against the variation in the temperature of deeply convected water in the Labrador Sea (light line, right scale). Also plotted is the variation in the eastward baroclinic transport of the Gulf Stream/ North Atlantic Current, as indexed (heavy black line, left scale) by potential energy anomaly differences between the Labrador Sea and Bermuda (an oceanic analogue of the atmospheric NAO index). The warming temperatures before 1970 (low NAO index) and cooling thereafter (high NAO index) are also reflected in subpolar SST. These changes are the underlying cause of the Cold Ocean part of the "Cold Ocean -Warm Land" (COWL) pattern (Wallace *et al.*, 1996) in the Atlantic sector in the past 25 years. Oceanic transports appear to lag behind the NAO by 4-5 years, and decline with the warming Labrador Sea (and general subpolar SST) and declining NAO index of the 1950s and 1960s. The oceanic transports rise again with the cooling Labrador Sea (and general subpolar SST) and strengthening NAO index of the 1970s, 1980s and 1990's (until the abrupt shift of winter 1996). The 0.8°C temperature range of this large pool of subpolar water, and the fluctuation range of more than 30% in circulation intensity are some of the indications of a powerful participation of the ocean in this North Atlantic Atmosphere-Ocean Oscillation (from McCartney *et al.*, 1997, see also Kerr, 1997).

Note: this figure and text were literally taken from:

[http://www.clivar.org/publications/other\\_pubs/iplan/iip/pd1.htm](http://www.clivar.org/publications/other_pubs/iplan/iip/pd1.htm)



**Figure 34.** Depth data from a pop-up tag attached to swordfish (No. 15934, Japan). Shaded areas show nighttime.



**Figure 35.** Percentage of fish less than 125 cm or 119 cm (LJFL) in landings plus discards of swordfish. Percentages are presented for the North and South Atlantic.



**Agenda**

1. Opening, adoption of the agenda, meeting arrangements and introductions.
2. Description of the fisheries
  - 2.1 Overview
  - 2.2 Recent developments
3. State of the stocks
  - 3.1 Stock structure
  - 3.2 Catch-at-size data
  - 3.3 Catch rate data
  - 3.4 Population parameters
  - 3.5 Stock production models
  - 3.6 Other assessment model results
  - 3.7 Yield- and spawner-per-recruit
  - 3.8 Projections and recovery scenarios
4. Environmental factors
5. Effects of current regulations
6. Recommendations
  - 6.1 Statistics
  - 6.2 Research
  - 6.3 Management
7. Other matters
8. Report adoption and closure

**Appendice 1**

**Ordre du jour**

1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour, organisation des sessions et présentation
2. Description des pêcheries
  - 2.1 Vue d'ensemble
  - 2.2 Développements récents
3. Etat des stocks
  - 3.1 Structure des stocks
  - 3.2 Données de prises par taille
  - 3.3 Données de taux de capture
  - 3.4 Paramètres de population
  - 3.5 Modèles de production des stocks
  - 3.6 Résultats d'autres modèles d'évaluation
  - 3.7 Production et géniteurs par recrue
  - 3.8 Projections et scénarios de rétablissement
4. Facteurs environnementaux
5. Effets des réglementations actuelles
6. Recommandations
  - 6.1 Statistiques
  - 6.2 Recherche
  - 6.3 Gestion
7. Autres questions
8. Adoption du rapport et clôture

**Orden del día**

1. Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión.
2. Descripción de las pesquerías
  - 2.1 Visión general
  - 2.2 Últimos acontecimientos
3. Estado de los stocks
  - 3.1 Estructura de los stocks
  - 3.2 Datos de captura por clases de talla
  - 3.3 Datos de tasas de captura
  - 3.4 Parámetros de población
  - 3.5 Modelos de producción del stock
  - 3.6 Resultados de otros modelos de evaluación
  - 3.7 Rendimiento y reproductor por recluta
  - 3.8 Proyecciones y escenarios de recuperación
4. Factores medioambientales
5. Efectos de las regulaciones actuales
6. Recomendaciones
  - 6.1 Estadísticas
  - 6.2 Investigación
  - 6.3 Ordenación
7. Otros asuntos
8. Adopción del informe y clausura

**Appendix 2/ Appendice 2/ Apéndice 2**

**List of Participants/ Liste des participants/ Lista de participantes**

***CONTRACTING PARTIES/ PARTIES CONTRACTANTES/ PARTES CONTRATANTES***

**CANADA/ CANADÁ**

Allen, Christopher J.

Fisheries, Environment and Biodiversity Science Directorate, Dept. of Fisheries & Oceans, 200 Kent St., Ottawa, Ontario K1A 0E6

Tel: +1 613 990 0105, Fax: +1 613 954 0807, E-Mail: allenc@dfo-mpo.gc.ca

Paul, Stacey

Dept. of Fisheries and Oceans, Biological Station, St. Andrews, NB E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5874, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: paulsd@mar.dfo-mpo.gc.ca

**EUROPEAN COMMUNITY/ COMMUNAUTÉ EUROPÉENNE/ COMUNIDAD EUROPEA**

García-Cortés, Blanca

Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Muelle de Animas, s/n, Apartado 130, 15080 A Coruña, España

Tel: +34 981 205 362, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: blanca.garcia@co.ie.o.es

Mejuto García, Jaime

Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Muelle de Animas, s/n, Apartado 130, 15080 A Coruña, España

Tel: +34 981 205 362, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jaime.mejuto@co.ieo.es

Kotoulas, Gerogius

Institute of Marine Biology of Crete, P.O.Box 2214, 71003 Iraklion, Crete, Greece

Tel: +30 810 33 78 54, Fax: +30 810 33 78 20, E-Mail: kotoulas@imbc.gr

Tserpes, George

Institute of Marine Biology of Crete, P.O.Box 2214, 71003 Iraklion, Crete, Greece

Tel: +30 810 33 78 55, Fax: +30 810 33 78 20, E-Mail: gtserpes@imbc.gr

## **JAPAN/ JAPON/ JAPÓN**

Miyake, Makoto P.

Scientific Advisor, Federation of Japan Tuna, Fisheries Co-operative Associations, 2-3-22 Kudankita, Chiyoda-Ku, Tokyo 102 0073

Tel: +81 422 46 3917, Fax: +81 422 43 7089, E-Mail: p.m.miyake@gamma.ocn.ne.jp

Takeuchi, Yukio

Mathematical Biology Section, Pelagic Resource Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Chome Orido, Shimizu-shi, Shizuoka 424-8633

Tel: +81 543 36 6039, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: yukiot@fra.affrc.go.jp

Uosaki, Koji

Western Pacific Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, 7-1, Orido 5-Chome, Shimizu-shi, Shizuoka 424-8633

Tel: +81 543 36 6033, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uosaki@enyo.affrc.go.jp

Uozumi, Yuji

National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1- Chome Orido, Shimizu - Shizuoka 4248633

Tel: +81 543 36 6037, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uozumi@fra.affrc.go.jp

## **MOROCCO/ MAROC/ MARRUECOS**

Srour, Abdellah

Directeur, Centre Régional de l'INRH à Nador, B.P. 493, Nador

Tel: +212 56 60 08 69, Fax: +212 56 60 38 28, E-Mail: srour@inrh.nador.gov.ma

## **SOUTH AFRICA/ AFRIQUE DU SUD/ SUDÁFRICA**

Leslie, Robin William

Marine & Coastal Management, Private Bag X2, Roggebaai 8012

Tel: +27 21 402 3141, Fax: +27 21 421 7406, E-Mail: rwleslie@mcm.wcape.gov.za

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

Apostolaki, Panayiota

Renewable Resources Assessment Group, Department of Environmental Science and Technology, RSM Building, Prince Consort Road, Imperial College, London, SW7 2BP, United Kingdom

Tel: +44 20 758 95111, Fax: +44 20 758 95319, E-Mail: y.apostolaki@ic.ac.uk

Babcock, Elisabeth

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

Cramer, Jean

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

Hoey, John

NOAA-NMFS, F/ST1 Fisheries Statistics, 1315 East-West Highway, Silver Spring, Maryland 20910  
Tel: +1 301 713 2328, Fax: +1 301 713 4137, E-Mail: john.hoey@noaa.gov

McAllister, Murdoch K.

Renewable Resources Assessment Group, Department of Environmental Science and Technology, RSM Building, Prince Consort Road, Imperial College, London, SW7 2BP, United Kingdom  
Tel: +44 207 594 9330, Fax: +44 207 589 5319, E-Mail: m.mcallister@ic.ac.uk

Ortiz, Mauricio

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149  
Tel: +1 305 361 4288, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: mauricio.ortiz@noaa.gov

Porch, Clarence E.

NOAA Fisheries , Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida. 33149  
Tel: +1 305 361 4232, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: clay.porch@noaa.gov

Scott, Gerald P.

NOAA- Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida. 33149-1099  
Tel: +1 305 361 4220, Fax: +1 305 361 4219, E-Mail: gerry.scott@noaa.gov

## **VENEZUELA**

Arocha, Freddy

Instituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, A.P. 204, Cumaná Estado Sucre 6101  
Tel: +58293 430 21 11, Fax: +58293 432 29 60, E-Mail: farochap@telcel.net.ve

## ***SCRS Chairman/ Président SCRS/ Presidente del SCRS***

Pereira, Joao Gil

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

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

**CHINESE TAIPEI/ TAÏPEI CHINOIS/ TAIPEI CHINO**

Hsu, Chien-Chung  
Institute of Oceanography, National Taiwan University, P.O. Box 23-13, Taipei  
Tel: +886 2 3362 2987, Fax: +886 2 2366 1198, E-Mail: hsucc@ccms.ntu.edu.tw

**ICCAT SECRETARIAT/ SECRETARIAT ICCAT/ SECRETARÍA DE ICCAT**

C/ Corazón de María, 8 - 6<sup>a</sup> planta, 28002 Madrid  
Tel: +34 91 416 5600, Fax: +34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.es

Restrepo, Victor  
Kebe, Papa  
Porter, Julie  
Palma, Carlos

**Appendix 3/ Appendice 3/ Apéndice 3**

**List of Documents/ Liste des documents/ Lista de documentos**

SCRS/2002/031 Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic - AROCHA, F., C. Moreno, L. Beerkircher, D. Lee, and L. Marcano.

SCRS/2002/077 Geographic distribution of juvenile swordfish (*Xiphias gladius*) specimens in the Atlantic Ocean based on scientific data collected by the Spanish surface longline fleet. MEJUTO, J.

SCRS/2002/078 A description of a possible spawning area of the swordfish (*Xiphias gladius*) in the tropical northwest Atlantic. MEJUTO, J. and B. García-Cortés.

SCRS/2002/079 Size segregation, sex ratio patterns of the swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Spanish surface longline fleet in areas out of the Atlantic Ocean and methodological discussion on godanal indices. MEJUTO, J. and B. García-Cortés.

SCRS/2002/080 Summary of swordfish (*Xiphias gladius*) recaptures carried out by the Spanish surface longline fleet in the Atlantic Ocean: 1984-2002. GARCÍA CORTÉS, B., J. Mejuto and M. Quintans.

SCRS/2002/098 An overview of the activity of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) during 2000, with special reference to the Atlantic Ocean. MEJUTO, J, B. García-Cortés and J.M. de la Serna.

SCRS/2002/099 Standardized catch rates for the North and South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) from the Spanish longline fleet for the period 1983-2001. MEJUTO, J., B. García Cortés and J.M. de la Serna.

- SCRS/2002/105 Recruit indices of the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) and their possible link to atmospheric and oceanographic indicators during the 1982-2000 period. MEJUTO, J.
- SCRS/2002/106 Age-specific CPUE for Canadian swordfish longline for combined and separate sexes, 1988-2001. PAUL, S.D. and J. M. Porter.
- SCRS/2002/115 Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-2001. ORTIZ, M. and G. P. Scott.
- SCRS/2002/116 An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish, 1963-2001. HOEY, J. J., J. Mejuto, J. M. Porter, S. Paul and K. Yokawa.
- SCRS/2002/117 Pelagic longline by-catch. CRAMER, J.
- SCRS/2002/118 Distribution of juvenile swordfish (*Xiphias gladius*) caught by pelagic longline in the Atlantic Ocean. CRAMER, J.
- SCRS/2002/119 Using an age-structured and partially spatially-structured population dynamics model to evaluate the potential effects of area closures on stock rebuilding of North Atlantic swordfish. APOSTOLAKI, P., E.A. Babcock, G. Scott, J. Cramer and M.K.L. McAllister.
- SCRS/2002/120 Development of standardized catch rate of south Atlantic swordfish for Taiwanese longline fleets. CHANG, S. K. and C. C. Hsu.
- SCRS/2002/122 DNA microsatellite markers in service of swordfish stock structure analyses in the Atlantic and Mediterranean. KOTOULAS, G., J. Mejuto, G. Tserpes, B. García-Cortés, N. Peristeraki, J. M. de la Serna and A. Magoulas.
- SCRS/2002/135 Update of Atlantic SWO CAS database. KEBE, P. *et al.*
- SCRS/2002/138 Standardized CPUE of swordfish caught by the Japanese longline fishery in the South Atlantic, 1967-2001. UOSAKI, K., Y. Takeuchi and Y. Yokawa.
- SCRS/2002/139 Données récentes sur l'exploitation et la biologie de l'espadon (*Xiphias gladius*) des côtes Marocaines. SROUR A. et N. Abid.
- SCRS/2002/140 Report of observer program for the Japanese tuna longline fishery in the Atlantic Ocean from September 2001 to March 2002. MATSUMOTO, T., H. Saito and N. Miyabe.
- SCRS/2002/141 Further implication on boundary between north and south Atlantic stocks of the swordfish. CHOW, S. and K. Nohara.

**Small Fish Background for Response to the Commission/  
Informations sur les petits poissons en réponse à la Commission/  
Información sobre los peces pequeños en respuesta a la Comisión**

A response to the Commission regarding the time/area closures and gear modifications for reducing the catches of small swordfish (Res. 99-4); and evaluation of alternatives to reduce catches of juveniles or dead discards of swordfish (Res. 01-4) was prepared and appears in the Biennial Report. Three papers related to the Commissions' request were submitted.

In document SCRS/2002/077 an analysis was carried out on fish measuring less than 125 cm LJFL for some of the years available on the basis of size sampling performed over the many years using scientific protocols under the direction of the Spanish Institute of Oceanography to obtain the Task II size data of the Spanish surface longline fleet. These data were not subjected to processes of substitution between areas-time periods. Catch data, catch per unit of effort and the relative importance of these juvenile size classes were compared among years and mapped by 5x5 degree squares-quarter. The results suggest that there is great inter-annual variability as well as variability between years, areas, and quarters.

In document SCRS/2002/118 maps were presented showing the numbers of undersized swordfish and proportions of undersized swordfish in the total swordfish catch by area and quarter from U.S., Canadian, Venezuelan, South African, and Japanese pelagic longline fleets operating in the Atlantic. These maps were used to identify times and areas where closures would be most likely to reduce the mortality of undersized swordfish.

An age-structured and partially-spatially-structured population dynamics model was used to evaluate the potential effects of area closures on stock rebuilding of North Atlantic swordfish in document SCRS/2002/119. The effectiveness of the established closed area in the western Atlantic and of closed areas in general, as a management tool for the regulation of the North Atlantic swordfish fishery and stock rebuilding is evaluated in this paper using an age-structured, fleet disaggregated population dynamics model. The model uses population dynamics model parameter inputs from recent stock assessments and the catch data to predict the current status of the stock with and without the established closed fishing areas. The future effects of the closed area on the status of the stock under the current stock-rebuilding plan and different assumptions for the size of the closed area, the age classes that it protects and the response of the fishery (i.e., the amount and spatial distribution of fishing effort) to the introduction of a closed area are also evaluated. The model showed that the effectiveness of closed areas depended on the migratory behavior of juvenile swordfish, and recommended that more data be collected on the behavior.