

1999 DETAILED REPORT - SWORDFISH**RAPPORT DÉTAILLÉ 1999 - ESPADON****INFORME DETALLADO 1999 - PEZ ESPADA**

This document contains the following:
Le présent document contient ce qui suit:
El presente documento contiene lo siguiente:

English text:	pages 2- 32
Texte français:	pages 33- 70
Texto español:	pages 71-107
Tables/Tableaux/Tablas:	pages 108-166
Figures/Figures/Figuras:	pages 167-198
Appendices/Appendices/Apéndices:	pages 199-208

ICCAT SCRS SWORDFISH STOCK ASSESSMENT SESSION
(Madrid, Spain - September 27 to October 4, 1999)

1999 DETAILED REPORT FOR SWORDFISH

SWO – SWORDFISH

The Swordfish Species Group (Atlantic) met as scheduled for eight days (September 27 to October 4, 1999), at the ICCAT Secretariat. In addition, an informal (emergency) meeting to finish data preparatory work on the South Atlantic was held September 23-25, 1999. Both meetings were convened by Dr. Julie M. Porter.

Two important improvements to the analyses were conducted in 1999: the base case VPA assessment for the North Atlantic was sex-specific; and production model analyses for the South were conducted. These improved analyses were possible as considerable research and data preparation were undertaken during the three-year time span since the last assessment. Scientists should be commended for their efforts.

The ICCAT Secretariat should be commended for having the catch at age for the North and South available at the start of the meeting.

An impressive list of 28 scientists, (six Contracting Parties, one Observer, and the Secretariat) attended the Species Group session (**Appendix 1**). Thirty-five new documents were presented and considered (**Appendix 2**). Scientists should be commended for their openness in sharing of data for combined data series, and for jointly sharing the analytical tasks associated with the stock assessment. The session also benefited from the active participation in discussions of the ICCAT Assistant Executive Secretary and the ICCAT Population Dynamics Expert.

It is recommended that the next Swordfish Stock Assessment be held in 2002. The Work Plan for the coming year, and a tentative Work Plan until the next assessment in 2002 will be developed in the coming months.

SWO-ATL-1. DESCRIPTION OF FISHERIES

a) Overview of fisheries

Directed longline fisheries in Spain, the United States and Canada have operated since the late 1950s or early 1960s, and harpoon fisheries have existed since the late 1800s. The Japanese 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. There are other directed swordfish fisheries (i.e., Brazil, Morocco, Portugal, South Africa, Uruguay, and Venezuela,) and by-catch or opportunistic fisheries which take swordfish (i.e. Chinese Taipei, Korea, France and Brazil). The SCRS scientists believe that ICCAT Task I landings data provide minimum estimates because of unreported landings from vessels flying flags of convenience and from other sources including member and non-member nations. The recent distribution of swordfish longline catches is shown in **Figure 1**.

The total Atlantic reported catch of swordfish (North and South, including discards) reached an historical high of 38,877 MT in 1995, 14% higher than the previous peak catch of 34,177 MT in 1989

(Table 1 and Figure 2). The 1998 reported catch was 26,156 MT. As a few countries have not yet reported their catches, this value should be considered provisional and subject to revision.

From 1989 to 1998, the North Atlantic reported catch (landings plus discards) has averaged about 15,200 MT (Table 1 and Figure 2), although the 1998 landings plus discards were reduced to 12,175 MT in response to ICCAT regulatory recommendations. In 1998, Spain and the U.S. have decreased their peak North Atlantic landings, by 63% since 1987 and by 52% since 1989, respectively, in response to ICCAT recommendations. If the U.S. discards are counted, the total U.S. landings and discards have declined by 46% from the peak catch level of 1989. Reduced landings have also been attributed to shifts in fleet distributions, including movement of some vessels out of the Atlantic. In addition, some fleets, including the United States, Spain, Portugal and Canada, have changed operating procedures to opportunistically target tuna and/or sharks, taking advantage of market conditions and higher relative catch rates.

The South Atlantic reported catch (landings plus discards) was relatively low (generally less than 5,000 MT) before 1980. Since then, landings have increased continuously through the 1980s and 1990s to a peak of 21,654 MT in 1995 (levels that match peak North Atlantic harvests), followed by a 38% reduction to 13,486 MT in 1998. Since 1988, reported landings have exceeded 12,000 MT. The historic peak in reported landings for 1995 was 26% higher than reported landings in 1990 (17,215 MT). The increase in landings was in part the result of progressive shifts of fishing effort to the South Atlantic, primarily from the North Atlantic, as well as other waters.

Only U.S. (1991-1998) and Canada (1997-1998) report positive estimates of dead discards. Spain reports zero dead discards. Both the U.S. and Canada used scientific observer data to estimate dead discards. The Canadian estimate sets the proportion of the weight of dead discards to reported landings equal to the proportion of dead discards observed compared to observed landings. However based on the information from national scientists the Committee is concerned about the representativeness of the Canadian sampling. The United States used CPUEs from the observer data and/or from the captain reported logbook data to estimate dead discards. These estimates are included in the stock assessment evaluation and in forward population projections.

b) Review of recent developments in fisheries

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

BERMUDA: In 1998 there were two longline vessels fishing for swordfish in Bermuda and 5 MT were reported. All Bermuda-based longline vessels are equipped with vessel monitoring system (VMS; SCRS/99/111).

BRAZIL: Until the early 1980s swordfish were caught as a by-catch in the tuna longline fishery; opportunistic catches were also taken in directed swordfish fishing, conducted in some years. By the middle of the eighties, due to increases in the prices paid for shark species, Brazilian longliners started targeting sharks, and as a result shark catches reached more than 50% of the total weight of catches. In 1992, direct swordfish fishery was introduced in Brazilian waters, by foreign flagged leased vessels using the monofilament longline. Starting in 1994, Brazilian longliners began to change to the monofilament longline and shifted the target species from sharks to swordfish. Directed swordfish fisheries, were also initiated by vessels from other fisheries and by small scale and artisanal vessels from the northeast region of Brazil. There was an expansion of the fishing area mainly to offshore waters, and an increase in number of fishing vessels has been observed since 1995. In 1998, longline catches were 3,899 MT (preliminary estimate) compared to 1,892 MT in 1996 and 4,100 MT in 1997.

CANADA: Canadian nominal landings of swordfish in 1998 were 1,115 MT, a 2% increase from landings in 1997 (1,089). Although most of the landings are by longline, in 1998, 240 MT were landed by harpoon, the highest catch since 1967. In addition, based on data from at-sea observers, approximately 52 MT of dead swordfish discards were estimated to be taken by the swordfish longline fleet, however concern

was expressed about the validity of the estimate in 1998, due to sampling problems (SCRS/99/77). Only 49 of the 77 licensed longline vessels landed fish in 1998, due primarily to quota restrictions and reduced prices for swordfish. This is in marked contrast to 1993-1996 when all, or nearly all the licenses were active due to the decline of the groundfish stocks.

CHINESE TAIPEI: The swordfish catch is mainly a by-catch of the longline fisheries targeting on bigeye and albacore. Landings in 1998 were 286 MT in the North Atlantic and 1,147 MT in the South (SCRS/99/131), a reduction from the landings reported in 1997 by 44% and 55% respectively. These reductions were the result of catch restrictions on swordfish and the target species. Overall, the number of vessels in 1998 (195) has slightly decreased from 1997 due to the regulation on bigeye tuna. It was also noted that some vessels have moved to the Indian Ocean for part of the year.

EC-PORTUGAL: North Atlantic landings by Portugal in 1998 were 773 MT, a 61% reduction from peak landings reported in 1993 (1,961 MT). North Atlantic landings have declined as a result of quota restrictions. The number of licenses has been reduced in 1997 and 1998, and the fishery is closed when the quota is filled. All vessels must submit logbooks on a monthly basis or their license is canceled. In 1998, reported catches for the South Atlantic were 384 MT, a decline of 13% from landings in 1997.

EC-SPAIN: There were no major changes in the Spanish fisheries in 1998 other than those produced by regulations. Landings in the North in 1998 were 4,079 MT a 21% decline from landings in 1997 and a 41% decline from the landings reported in 1995. It was 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 vessels out of the Atlantic. In the South Atlantic reported catches were 5,831 MT, a 48% decline from the peak catches in 1995 (11,290 MT).

JAPAN: The catch amounts of swordfish by Japanese longliners in the Atlantic were estimated to be 2,825 tons in 1997 and 2,493 tons in 1998. The catch amounts from the North Atlantic (North of 5°N) were estimated to be 1,178 tons in 1997 and 1,526 tons in 1998, and from the South Atlantic (South of 5°N) were estimated to be 1,643 tons in 1997 and 963 tons in 1998. The catch amounts of swordfish from the North Atlantic in 1997 and 1998 stock were 19% and 54% higher than the average of 1st half of 1990's respectively, while from the South Atlantic in 1997 and 1998 were 63% and 78% lower than the average of 1st half of 1990's. The amount of swordfish catch showed increasing trend in the North Atlantic and decreasing trend in the South Atlantic since the mid-1990's. The main reason of this was the shift of fishing ground of Japanese longliners targeting on the bigeye tuna in the tropical and subtropical area from the South Atlantic to the North. The number of sets by Japanese longliners in 1998 was estimated to be about 37,500 which was about 10% decrease of that in 1997, however the current effort level stayed relatively high in comparison to those in 1980's. This is because the decreasing trend of catch rate of bigeye tuna in the Pacific and the regulation of southern bluefin tuna fishery.

MOROCCO: Moroccan historical catches have been revised so that the majority of catches are reported taken from the Mediterranean. In 1998, an administrative justification for this revision was provided, though there is no clear biological justification. Morocco is requested to supply catch and size data by actual area of fishing on an annual basis (see SWO-ATL-5).

SOUTH AFRICA: Until recently, access to swordfish stocks was reserved for recreational fishermen by national legislation. There was an insignificant incidental by-catch in the shark longline and demersal trawl fisheries. Local demand for commercial access to the swordfish resources has increased since 1990, prompted by the catches taken in the South African EEZ by foreign fleets. A pelagic longline fishery was started in November 1997. Although primarily intended as a tuna directed fishery, it has quickly become a swordfish targeted fishery (SCRS/99/38 & 120). The major fishing area, exploited by local and a growing number of foreign vessels, is off the tip of the Agulhas Bank, just east of the 20°E meridian. Catches are also made off the South African west coast and off Namibia. The total swordfish catch by South African vessels in 1998 was 468 MT, of this, an estimated 169 MT was taken in the ICCAT area. The fishery is characterized by high catch rates of large fish (SCRS/99/38). Although the uncontrolled expansion of the high seas fishery off the Agulhas Bank is outside the ICCAT convention area, the

proximity to the boundary (within 15 nautical miles) means that it has the potential to impact on the stocks within the ICCAT convention area.

United States: For 1998, the provisional estimate of U.S. vessel landings and dead discards of swordfish was 3,655 MT. This estimate is 5% lower than the estimate of 3,840 MT for 1997. Decline in U.S. landings compared to the 1989-90 average of about 5,000 MT per year was at least in part due to the U.S. implementing regulations which set allowable landing levels of Atlantic swordfish by the United States on a fishing year basis (June-May). Landings reported for the South Atlantic in 1998 (170 MT) declined by 62% from estimated landings in 1997 (417 MT).

SWO-ATL-2. STATE OF THE STOCKS

a) Stock structure

Spawning areas

Data from 1998 from the United States, Japan, and Spain were used to produce maps of longline effort, number of swordfish caught, and catch of swordfish per 1,000 hooks (CPUE) (**Figure 3a & b**). Swordfish were separated into three categories by length: less than 125 cm LJFL, 125 to 170 cm LJFL, and greater than 170 cm LJFL. Catch and CPUE plots were made for each length category for each quarter of the year. Effort plots were also made for each quarter. The high CPUE of fishes smaller than 125 cm (age 3 and younger) was observed in the area suggested to be the spawning ground by the sex ratio at length class (Mejuto et al. 1998), while the CPUE of the fishes larger than 170cm (roughly corresponding to the distribution of SSB) in the hypothesized spawning area were lower than those in the feeding and migrating areas. This might be attributed to the fact that the most of the fishes caught in the hypothesized spawning area not fully mature.

Tagging

Two tagging documents were presented. The first document (SCRS/99/78) gives an update on the Canadian juvenile swordfish (<119 cm LJFL) cooperative tagging program conducted between 1993 to 1997. A total of 357 juvenile swordfish were tagged and released during this period within the Canadian EEZ. Seven recaptures have been reported between March 1994 and August 1998; two from the mid-Atlantic, four within the Canadian EEZ and one east of the Bahamas.

The second document (SCRS/99/113) summarizes swordfish recaptures in the Atlantic Ocean by the Spanish commercial longline fleet during the 1984-1999 period. Information on a total of 47 recaptures are included in this report. The Spanish fleet recovered 37 tags applied by tagging programs of other countries or organizations, and nine Spanish tags. One Spanish tag was recovered by a U. S. vessel. The majority of the returns were taken in the North Atlantic between 20° N-45° N and 5° W-60° W from individuals tagged North of 10° N. There were only 3 returns in the South Atlantic between 20° S and 25° W from individuals tagged South of 20° S. An improvement in the technique for tagging swordfish that yielded a recapture rate of 5.66% for that particular scientific survey is also reported. This involved keeping the fish submerged in the water for the entire operation, and only tagging fish greater than 20 kg.

Both documents (SCRS/99/78 and 113) coincide with the recommendations of the Swordfish Species Group (Anon. 1999) that given the fragile nature of swordfish it is necessary to critically review tagging methodologies. Specifically, avoid tagging fish less than 20 kg round weight, and employ tagging techniques that minimize fish manipulation.

CPUE

In the past, standardized CPUE trends have been observed comparatively as discussion for or against a particular stock structure hypothesis. Document SCRS/99/75 shows substantial quantitative differences

in CPUE values obtained on either side of the parallel 5°N for fish greater than 130 cm LJFL confirming earlier observations (SCRS/96/138 and SCRS/97/32).

Genetics

One document (SCRS/99/89) was presented describing the use of genetic data for Atlantic swordfish stock discrimination. A second document by S. Chow and H. Takeyama was circulated for review. Both these papers examine the patterns of genetic variation contained within non-coding intervening sequences (introns) of single-copy nuclear DNA genes. In the first document (SCRS/99/89) introns of aldolase b (*aldB*) and lactate dehydrogenase A (*ldhA*) genes were characterized. A total of 366 fish in four samples, two from the NW Atlantic and two from the temperate South Atlantic were analyzed. No significant differences in allele frequency were found within region. However, significant differences ($P < 0.05$) were found between the NW Atlantic and the temperate South Atlantic samples with both markers. In a previous study (SCRS/98/129) the same authors reported the analysis of replicate samples from the Northwest Atlantic, Mediterranean and North Pacific using the same two genes (although *aldB* was incorrectly identified as *aldC*). In that earlier study temporal stability in allele frequency was demonstrated for both nuclear loci in all areas studied. All among region comparisons revealed significant genetic inter-oceanic differentiation ($P < 0.01$). The results presented in these two studies (SCRS/98/129 and SCRS/99/89) are in agreement with those of Chow and Takeyama using calmodulin gene intron 4 (*CaM*) and D-loop-RFLP data. Specifically, significant differences in allele frequency were found among the following regions sampled: Mediterranean, Northwest Atlantic, South Atlantic and Indo-Pacific. Similarly, substantial differences in allele frequencies of the *CaM* intron were observed between the NW Atlantic-Mediterranean and those from the tropical Atlantic and the temperate South Atlantic.

-- Inter-oceanic differentiation

Levels of gene flow between Indian Ocean and South Atlantic. Both mitochondrial and nuclear allele frequencies comparisons between the South Atlantic and the Indian Ocean demonstrate that these two regions are well differentiated (SCRS/94/127; SCRS/98/128; Chow and Takeyama *in press*). Mitochondrial haplotypes phylogenies together with the patterns in allele frequency distributions appear to support some level of historical or ongoing gene flow between the Indo-Pacific and the South Atlantic (SCRS/94/127). Furthermore, the detailed analysis of the distribution of certain mitochondrial lineages is indicative of a primarily unidirectional movement of fishes from the Indian Ocean to the S. Atlantic. South African scientists in collaboration with U.S. scientists are currently conducting a genetic study to characterize the patterns of temporal and geographic distribution of genotypes around South Africa's southern coast.

Levels of gene flow between Mediterranean Sea and the NE Atlantic. Document SCRS/98/128 reports the use of mtDNA sequence data from 219 individuals to establish low levels of gene-flow between NE Atlantic near Gibraltar and western Mediterranean. The study confirms the pronounced genetic differentiation between these two regions (SCRS/92/84; SCRS/94/27; see also Chow and Takeyama). A detailed analysis of the distribution of mtDNA haplotypes (SCRS/98/128) indicates extremely low levels of gene flow from Atlantic into the Mediterranean. Conversely, the movement of Mediterranean fish into the Atlantic appears to be restricted to a relatively small mixing zone that extends to 15 degrees West. Samples collected in the vicinity of Tarifa (west of Gibraltar) were dominated by fish of Mediterranean origin (SCRS/92/84; Chow and Takeyama). These findings are consistent with observations on the reproductive biology of swordfish in this area (SCRS/89/34, SCRS/91/37(rev) and 38(rev)). In addition, SCRS/98/128 reports lower levels of genetic diversity in the Mediterranean than in the Atlantic, which is consistent with other studies (SCRS/94/27, SCRS/92/84, SCRS/98/93). Sampling the areas close to the coast of Morocco is recommended to delineate the extent and seasonal changes of the mixing zone towards the South.

-- Population substructure within the Atlantic

NW Atlantic vs South Atlantic. Document SCRS/98/127 reported the hierarchical analysis of nucleotide diversity in the mtDNA sequences from 397 individuals to study the population differentiation between the NW Atlantic and the South Atlantic. The authors tested the hypothesis that representative

samples from spawning and feeding grounds for each of these two Atlantic areas are more closely related within region than among region. Samples from the Mediterranean, Indian Ocean and North Pacific were also included for comparison. Significant levels of differentiation among all regions were obtained ($P < 0.01$) strongly suggesting that these five regions are genetically distinct. In addition, the corresponding feeding and spawning grounds for both the NW Atlantic and South Atlantic are more closely related within region. These results underscore the distinctiveness of the South Atlantic from the Northwest Atlantic sample and the high resolution of mtDNA sequence data to establish both inter and intra-ocean differences. The analysis of genetic variation of nuclear DNA introns (SCRS/99/89 and Chow and Takeyama) corroborate the findings obtained with the mitochondrial data. Taken together, a total of four independent DNA markers provide conclusive evidence that the NW Atlantic and the South Atlantic correspond to genetically separated breeding units.

Status of the NE Atlantic The NE Atlantic region has received very limited sampling coverage by studies of swordfish population structure. One early study (SCRS/94/127) compared the mitochondrial DNA from 13 NE Atlantic swordfish collected in the vicinity of Gibraltar. This study failed to reject the null hypothesis of no difference between NW and NE Atlantic. But this interpretation is questionable because of the small size of the sample and because it contained both Mediterranean and Atlantic haplotypes. Chow and Takeyama included two tropical Atlantic samples (one North and the other South of 5°N) and both samples were not significantly different from the temperate South Atlantic samples, but significantly different from the NW Atlantic samples. Since no spawning grounds have been characterized for the entire NE Atlantic region (SCRS/96/142), it is extremely important to determine the origin of swordfish in that region. Given that such information may alter current views of swordfish population structure, it should be considered a priority to conduct population genetic studies employing both mitochondrial and nuclear markers.

-- Future research

Two areas of further study were identified for near term research for attempting to clarify swordfish genetic stock structure of swordfish in the Atlantic. These can be characterized as between ocean studies (between Atlantic and Mediterranean and between Atlantic and Indian Oceans) and within the Atlantic studies.

The highest priority was within Atlantic research for the purpose of determining the genetic composition of the catches from both the northeast Atlantic particularly away from the Gibraltar area and the tropical Atlantic west of 15°W. Those areas have not yet been well studied and substantial catches are taken from them (**Figure 1**). The Group believed that it was necessary to characterize genetic composition in those areas before attempting to address such the broader questions related to boundaries and/or mixing between Atlantic subunits. Sampling should allow tests of both the temporal and the spatial stability in allele frequency within those regions and tests to determine their relationships to the NW Atlantic, Mediterranean and South Atlantic already identified. Another region from which genetic composition information is needed to characterize genetic patterns within the Atlantic is the southeast Atlantic, but the Group considered that area to be of lower priority because of the relatively small, though increasing catches taken from that region.

Second priority was placed on defining the relationships between oceans: particularly between the western Mediterranean and northeast Atlantic fish. It was suggested that western Mediterranean swordfish were seasonally present in the Atlantic off the southern Iberian peninsula and northwest Africa. The Group recommended research to test those hypotheses and to adequately characterize the areas of mixing. The Group also believed that it would be important to characterize the genetic composition in potential areas of overlap between Indian Ocean and Atlantic swordfish. This subject was considered important because of developing South African fisheries and the expanding high-seas fleets in the region. However, because catches in those areas remain relatively low, it was considered to be of less importance than characterizing the northeast Atlantic and investigating the temporal and spatial distribution of Mediterranean swordfish in the northeast Atlantic.

Longer term research would involve identification of boundary and/or mixing areas. Such information could then be used to develop monitoring, assessment and management strategies.

The following details apply to obtaining swordfish samples for stock structure analyses:

Genetics. The Group requested participation of member and non-member nations in obtaining genetic samples and noted that samples from the following countries would be particularly useful because of their fishing effort in the regions of interest and because many have active observer programs or sampling from coastal fisheries: Brazil, Japan, Iceland, Portugal and Spain. Samples from coastal areas can be collected at nearby ports, though at sea sampling is preferred. Samples from other regions need to be collected through observer programs. Brazil currently does not have an observer program and due to the importance of their participation, a strong recommendation is made that one should be in place by next year. It was noted that Japan has begun to deploy a small number of observers each year and that most of them are on boats in tropical areas where most of the effort occurs. Similarly, the Spanish observers are deployed on vessels fishing in distant waters such as the equatorial region and the South Atlantic. On the basis of the distribution of swordfish catches and the description of biological regions described in document SCRS/99/83 sampling should concentrate on the following areas: 1, 2, 6 (transitional), 6 (feeding), 7 and 8 breeding. The Committee reiterates last year's recommendation that samples for genetic analyses be taken and analyzed from Moroccan fisheries at the boundary between the Mediterranean and Atlantic stocks. Specifically a minimum of 60-70 individuals should be sampled in each year, quarter and area (the Atlantic and Mediterranean) covered by their fisheries for two years.

Other studies. Microconstituent analysis has been used successfully in other fish to delineate stock subdivision and mix-stock composition. This approach could potentially be applied to swordfish, although the small size of the otoliths may impose limitations towards the feasibility of sampling in the field. In addition, since most swordfish arrive to port dressed, the potential of sampling in those locations would be extremely limited. However, a pilot study with a number of individuals collected from widely separated areas (e.g. Pacific and Mediterranean) 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. In particular, this approach in conjunction with genetic analysis might prove extremely valuable to help resolve the extent of the mixing zone of Atlantic and Mediterranean swordfish west of Gibraltar.

Assessment priorities

Taking into account the available stock structure information available (summarized in **Table 2**), the assessment priorities were established by the Group as follows:

- 1) North Atlantic (North of 5° North latitude)
- 2) South Atlantic (South of 5° North latitude)

It is important to note that management measures are needed across the range of any stock hypothesis used for management purposes in light of the uncertainty associated with the swordfish stock structure assumption.

b) Catch at size/age (unsex and by sex)

Document SCRS/99/6 documents in detail the procedures used to prepare the catch at size and catch at age data, so only a brief summary is presented here.

-- North Atlantic

For almost a decade now, the SWO Species Group has been working towards conducting sex-specific analyses. Following recommendations from the 1998 meeting in Bermuda, document SCRS/99/83 presented

sex-ratio-at-size (SRS) data by area and quarter. The Group agreed to use the same area/quarter SRS keys in SCRS/99/83 for all countries, gears and years. Document SCRS/99/94 compared estimates of CAS by sex for Spain using the keys agreed to by the Group against those obtained using the Spanish sex samples directly, and concluded that the differences were negligible.

Because the areas used for the SRS data are smaller than those traditionally used for sizing in the past, preparation of the CAS data departed from the traditional procedure adopted in recent swordfish assessments. Chinese Taipei, Japan (SCRS/99/126) and U.S.A. (SCRS/99/86) provided their own CAS by sex data by small area. CAS data submitted by Spain and Canada were processed by the Secretariat to conform with the new small area definitions. Data for all other nations were prepared by the Secretariat using size samples or substitutions that closely or exactly matched, depending on the spatial scale of reporting for each country, the new area definitions (see SCRS/99/6 for details).

CAS by sex was converted into CAGE using the program AGEIT, with the sex-specific growth curves developed by Ehrhardt et al. (1996 SCRS, **Figure 4**):

$$l_t = 364.69[1 - \exp(-0.0262 \times 1.898(t + 0.556))]^{(1/1.898)} \quad \text{for females,}$$

$$l_t = 189.58[1 - \exp(-0.105 \times 2.009(t + 0.41))]^{(1/2.009)} \quad \text{for males.}$$

(relationships between size in cm LJFL and age in years).

A sexes-combined CAGE was obtained by adding the sex-specific data sets together. The resulting tables are presented in **Table 3**. Tables by nation and gear were also prepared for the purpose of computing partial gear selectivities for tuning the stock assessment model (see Section 2.f).

The Group also converted CAS into CAGE using the program AGEIT, with the “unisex” Gompertz growth curve that has been used in past assessments:

$$w_t = 305.56 \exp[-4.6235 \exp(-0.305815 t)] \quad \text{(total weight in lbs.),}$$

$$l_t = 44.2237 w_t^{0.29257} \quad \text{(LJFL in cm).}$$

The resulting CAGE table is also shown in **Table 3** for comparison with the table obtained using sex-specific growth curves. **Figure 5** demonstrates the impact of using the sex-specific growth equations to make inferences about the overall mortality of the stock: Using the sex-specific equations for cohort slicing results in having more fish accumulate in the older age groups, and thus in lower mortality rate estimates, than using the Gompertz equations does.

There are some problems in raising the size data to the catch in weight, for which the SCRS has used three length-weight relationships in the past. As the small areas used in creating the CAS for this assessment bridge the larger ICCAT sampling areas used in previous years, the Group decided to assign the three length-weight relationships to the new areas as discussed in SCRS/99/6:

Relationship:	ICCAT area	New Area
DWT=4.592x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.1370} (Turner 87)	92,92,93	92,17,93
RWT=4.203x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2133} (Mejuto 88)	94A	91,1,3,7
RWT=3.433x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2623} (Mejuto 99)	94B	2,4,5,6,8,9

The Group recommended that the appropriateness of these relationships for use in the new areas be evaluated.

-- South Atlantic

The CAS created in the 1996 assessment was updated. Although the same procedures have been used as in past years (see SCRS/99/6), there have been changes to the data, particularly for Brazil following the 1999 Data Preparatory Meeting in Tamandare.

CAS was converted into CAGE using the program AGEIT, with the growth curve used by the SCRS in the past, which is the Gompertz equation developed with tagging data from specimens in the North. The CAGE for the South is presented in **Table 3**.

c) Catch rates

General

Targeting has become a major issue in most longline fisheries. Some fisheries (e.g. Spanish fleet) are moving away from swordfish to multi-species targeting, whereas others are moving from shark to swordfish targeted effort (e.g. Brazilian fleet). These changing trends in targeting could bias the estimated standardized CPUE, if not taken into account in the CPUE standardization process.

In most cases, physical gear and/or fine scale fishing strategy data are not available for quantitative analysis of targeting. In the past, various approaches have been used to infer targeting from the catch data. However, some approaches have been shown to bias the standardized CPUE trend. The theoretical relationship of “catch proportion” used as a proxy of targeting was discussed (SCRS/99/125) and concluded that catch proportion may result in bias if there is a difference on temporal trends of abundance between targeted species.

Some simulations were used to investigate the effect of different approaches for inferring target information from the catch data. These simulations showed that the effect of targeting is important, and that some approaches used to infer targeting can bias results under certain scenarios (see below). Although some approaches appear to be more acceptable than others, the Group felt that these critical investigations did not allow an obvious choice of the most appropriate methods to address inferring target from catch data. It was recommended that further simulation studies be undertaken to evaluate the performance of the approaches used by SCRS scientists by ICCATs Methods Working Group.

North Atlantic

The Species Group examined standardized, age-specific catch rate information from the North Atlantic for Japanese (SCRS/96/135), EC-Spanish (SCRS/99/56), US. (SCRS/99/87), and Canadian (SCRS/99/76) longline fisheries (**Tables 4, 5; Figures 6, 7**). These catch rate series were updated from previously presented analyses to include catch and effort information through 1998.

For the Japanese, Spanish, U.S. and Canadian time series, two forms of catch rate standardization by age were conducted: 1) catches aged by the Gompertz growth curve for sexes combined (unisex); and 2) catches aged via sex-specific growth equations (Ehrhardt et al. 1996) after separating the catch by sex using sex ratio at size keys (SCRS/99/83). The latter approach was taken to provide a basis for conducting sex-specific stock assessment analyses.

The Species Group noted that changes in operational and targeting characteristics of the various fleets, such as changes in targeting and operational strategies for the Spanish (biomass index only, targeting not considered in age and age/sex specific analysis), Chinese Taipei and Japan fleets, have been taken into account in the standardization procedures applied.

The Species Group also examined catch rate information used to develop and update, the standardized biomass index for the North Atlantic from the US., Canada, Japan, EC-Spanish data sets (SCRS/99/88, **Table 6, Figure 7 bis**). During the meeting EC-Portugal (SCRS/99/129) and China-Taiwan

submitted biomass indices for their respective fisheries in the North Atlantic. The Species Group decided to review and evaluate these indices prior to including in the biomass production models. Nominal biomass catch rates were standardized using a GLM protocol including year, area, quarter and a nation-operation variable accounting for gear and/or operational differences though to influence swordfish catchability. Also, a target variable was included to account for trips where tunas and/or sharks were predominant in the catch, which could indicate effort directed at these species.

The standardized indices considered for use in VPA tuning and non-equilibrium stock production modelling for the North Atlantic stock hypothesis are shown in **Figures 6, 7**. The Species Group decided to include the following indices for the sex-specific VPA analysis: Spain ages 1-9+, Canada ages 2-9+, Japan ages 3-9+, and U.S. ages 1-9+ (excluding ages 1 and 2 from 1991 to 1998). In the pooled-sex VPA model the following indices were used: Spain (unisex) ages 1-5+, Canada (unisex) ages 2-5+, Japan (unisex) ages 3-5+ and U.S. (unisex) ages 1-5+.

In 1991, the U.S. implemented a minimum size regulation, in conformity with the ICCAT recommendation. This regulation resulted in a decrease in the U.S. landed numbers of fish smaller than the minimum size. In the age-specific indices, ages 1 and 2 landed CPUE values were believed affected after 1990 and were not used in tuning the assessment models. The U.S. also presented standardized indices from the Pelagic Observer program for ages 0, 1 and 2 (1992-1998) (SCRS/99/87), but was not included for the VPA analysis due to the short time series from this data source. However the recent pattern in these is consistent with the Spanish small fish index information. Catch rates of small fish, based on landings records, in the Spanish and Canadian fisheries were not believed to be affected by minimum size regulations for the period over which analyses were conducted. Within the age/sex-specific indices it was noted that standardized CPUEs for the male-plus group were significantly greater than prior ages, and that there was a marked decrease trend from early 1980's to 1987. This behaviour was observed for the United States, Spain and Canada standardized indices. Further discussion pointed out that the ageing-slicing method for the catch tends to accumulate a large number of males into the plus group. This is the result of the growth model applied for males where the maximum length for male swordfish is well below the observed maximum sizes. The Species Group recommended to review and re-evaluate growth models in particular for male swordfish.

South Atlantic

An informal (emergency) meeting was held before the main Working Group meeting (23-25 September 1999) to finalize the calculations for a standardized CPUE series for South Atlantic swordfish. The Group considered the report of the ICCAT data preparatory meeting held in Tamandaré, Brazil (SCRS/99/19) and examined two documents prepared in response to recommendations of the Tamandaré meeting. The documents presented standardized CPUE from Brazilian (SCRS/99/19) and Spanish swordfish longline fisheries (SCRS/99/32) and standardized by-catch CPUE from the pelagic longline fisheries of Chinese-Taipei and Japan (SCRS/99/122) (**Figure 7c**).

Swordfish targeted fisheries. Discussion of the standardized CPUE for the Spanish swordfish targeted longline fishery (SCRS/99/32) was brief. The first author pointed out that the available data for the Spanish fishery in 1989 are very sparse, only 69 records, and nearly all from a single area. The standardized Spanish CPUE for 1990-1998 that incorporates a target variable inferred from the catch data (SCRS/99/32), was selected as the base case.

The Brazilian fishery used traditional longlines to target for sharks. Recently the fleet converted to surface, mono-filament longlines to target for swordfish. Examination of the data from the Brazilian longline fishery (**Table 7**) shows that traditional longline gear was used between 1986 and 1996 and surface longlines from 1994 onwards. The standardized CPUE series presented in SCRS/99/19 (**Figure 8**) shows an increasing trend from 1986 to 1994 followed by a declining trend.

Fishermen using the standard gear probably changed their fishing strategy over time in an attempt to maximize their swordfish catch prior to converting to the new mono-filament gear. This change in fishing

strategy could produce the observed increasing trend in the CPUE, independent of changes in swordfish abundance. Therefore it is important to incorporate the targeting change in the GLM. The Group was informed that data on shark catches were presently available only for 1992 to 1995. The effect of including a target variable for the traditional gear from 1992 to 1995 was investigated. Although the series was too short to be used in this assessment, the results were encouraging, and showed an improvement in the GLM fit (**Appendix 3**). The Group was informed that additional information on shark catches exists and might be incorporated in future stock assessments. Consequently, it was decided to exclude the Brazilian catch rate data for the standard longline gear. The time-series from the surface longline gear is currently too short and cannot be used at this time.

Non-swordfish targeted fisheries. The discussions on the non-targeted fisheries revolved around three issues: zero-catch records, choice of model, and differences in trends among areas. There is a high proportion of records with zero swordfish catch in the Chinese-Taipei and Japanese pelagic longline fisheries (SCRS/99/122). Strategies and gear used in a fishery are chosen to maximize the catch rate of the target species (bigeye, yellowfin tuna and albacore). These fishing practices may reduce the availability of swordfish to the fishery, resulting in high proportions of zero-catch records that are not related to abundance.

The catch and effort data were aggregated by 5x5 degree square, month and gear, which absorbed many of the zeros. It was suggested that, at such a high level of aggregation, the remaining zero-catch records could be excluded from the analyses. A counter suggestion was that, this effect would be serious only if the year effects from analysis of the positive catch rate and in the proportion of positive-catch records were conflicting.

The effect of excluding the zero-catch records was tested by using a delta-log-normal (DLN) model to estimate the trends in the year effects of the positive CPUE records, and in the proportion of positive CPUEs. The estimated year effects from the positive CPUE data show a steep decline over time. Although the trend in the proportion of positive catches is almost flat, there is a slight decline (**Figure 9**). The high degree of aggregation in the data could reduce the trend in the proportional occurrence of positive catch records, and the conclusion was that the trends are not contradictory. Therefore the zero-catch records were included in the analysis. It was noted, however, that, inclusion of the zero-catch records in the DLN standardization will estimate a steeper declining trend when the trend in both the positive catch rates and in the proportion of positive CPUE records show a declining trends.

The next issue to be resolved was the choice of model. The options considered were a DLN model and a standard multiplicative General Linear Model (GLM). The Japanese CPUE data from Area 10 show a rising trend in the proportion of zero-catch records. Therefore the Species Group decided that this data set would provide a suitable comparison between the DLN and GLM approaches. An integral part of this discussion was the magnitude of the constant to be added to the observed CPUE for records with zero CPUE. GLM fits using a range of constants (**Figure 10**) showed that the GLM was not sensitive to the magnitude of the constant. The Species Group selected a constant of unity for the base case, as used in SCRS/99/122. There was no marked difference between GLM and DLN fits to the Japanese data for Area 10 (**Figure 11**) or to the full data set incorporating a year*area interaction as a random effect. The Species Group selected the simple GLM as the most appropriate model.

The final issue to be decided whether to fit separate GLMs to each area, or to use area as a factor in the model. The two sides to the discussion are:

- If the southern Atlantic swordfish comprise a single stock, then the catch rate trends for the different areas will be correlated (in effect this option implies a single panmictic southern stock). Fitting a single GLM to the full data set, using area as a factor will take account of this correlation. In addition, it avoids the need to determine weighting factors for the different areas. On the down side, a single GLM would regard differences in trends among areas as differences in swordfish abundance among areas. However, most of these differences may be artifacts of the by-catch nature of the fisheries.

- Document SCRS/99/122 showed that there were significant differences in the trends among areas. These differences could be the result of the fishing vessels following the target species, i.e. reflect distribution effects of the fleet rather than of swordfish. Fitting separate GLMs implies that there is no, or limited, movement of swordfish among areas. In addition, estimated weighting factors will be needed to combine the results from the separate GLMs to provide a single, standardized CPUE series.

Analyses using both options were completed, and the results are presented in **Figure 12**. The difference between the area-aggregated and area-separated GLMs is not marked. The Group felt that there were advantages and disadvantages to both approaches, and that neither approach was clearly superior to the other. However, there are no Japanese CPUE data for the southwestern Atlantic. This will make it impossible to apply a single GLM with a area*country interaction in the model. The Species Group therefore decided to fit separate GLMs to each area. The separate GLMs will then be combined using the size of each area as the weighting factor. The Group recommended that further work be undertaken to resolve this issue.

An additional discussion point, was whether to use the Japanese and Chinese-Taipei standardized CPUEs as a single combined series, or as two independent series. The Group decided to use a combined series for the base case ASPIC, but to test the sensitivity to using separated CPUE series.

Concern was expressed that the targeted and non-targeted fisheries affect different portions of the swordfish population. Lumped surplus production models are unable to account for different selectivities. Consequently an age-structured surplus production model (ASPM) was suggested. Examination of the catch-at-age data per fleet indicated that the Japanese and Chinese-Taipei fleets have different selectivity curves, probably due to the fact that these fleets target different tuna species. Also, mean annual nominal and standardized swordfish catch rates are different (**Table 8**). In addition, it appears that the selectivity curve for the Chinese-Taipei fleet changed in 1989. The Species Group decided to use the CPUE series for Japan, Chinese-Taipei prior to 1989, and for Chinese-Taipei from 1989-1997 as non-target CPUE-series in the ASPM.

d) Population parameters

Two new papers on swordfish feeding were presented: one in the waters of the Azores (SCRS/99/92) and one in the central Eastern Atlantic (SCRS/99/128).

Azores (SCRS/99/92). This paper presents results on prey composition and some ecological features of prey species from stomachs of 51 females and 22 males. Teleosts were the most important prey species in both sexes. No significant differences in the diet were found between the diet of males and females, however, females had a higher occurrence of fast swimming cephalopods. Their absence in the diet of males might suggest some physiological limitation or behavioral difference between. If there are in fact sex-specific differences in habitat selection, then their availability to surface longline gear might also be different.

Central eastern Atlantic (SCRS/99/128). A new method involving at-sea volumetric and gravimetric measurements of swordfish stomach contents was presented. Cephalopods and fishes were the most important prey species, and this varied according to the geographical area and proximity to the coast. Smaller fish had nearly 25% crustaceans (decapod shrimps). Feeding intensity was also examined, and although the percentage of empty stomachs decreased with fish size, this was not significant. Results confirm the usefulness of this methodology for swordfish.

e) Stock production models

Document SCRS/99/84 presented an application of a non-equilibrium, generalized production model formulation attributed to Fletcher. It was demonstrated that using only landings and CPUE data, it is not always possible to estimate the shape of the production curve. SCRS/99/84 proposed three criteria,

combining statistical and biological reasoning, that may be helpful in deciding whether to accept estimates in specific cases. Under those criteria, the generalized model fit obtained for North Atlantic swordfish would be rejected in favor of the logistic model on biological and statistical grounds. Although direct estimation of the shape of the production curve was not feasible in the North Atlantic swordfish case evaluated in SCRS/99/84, this does not imply that the generalized model is of no use in assessing swordfish. Given *a priori* estimates of model shape, it would be possible to use the same underlying model to estimate (by either frequentist or Bayesian procedures) measures of stock status conditional on model shape.

Document SCRS/99/85 presented a Bayesian statistical approach to stock assessment with a generalized non-equilibrium, non-age-structured surplus production function. This paper extended the Fletcher surplus production function presented in SCRS/99/84 so that it avoided infinite values for the intrinsic rate of increase (r) at low values for the inflection point in the surplus production function (i.e., values less than about $0.37 K$). It also presented a demographic method that used demographic data on swordfish to help estimate r and the parameter for the inflection point, n , jointly.

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 1995 including estimated dead discards (**Table 1**) and the CPUE biomass index presented in SCRS/99/88 (see Section 2.c, **Table 6** and **Figure 7b**). The model was also formulated as in the 1994 and 1996 assessments, with the 1950 (starting) biomass constrained to equal $1.75 \times B_{msy}$ (equivalent to $0.875 \times K$). At the 1994 assessment, 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. The Group decided to structure the model to consist of two fisheries, 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 China Taiwan 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, 2 fisheries were modeled. The catches (1957-1998) and CPUE data applied in this model formulation are shown in Table 9. The model was formulated to assume the starting biomass was equal to carrying capacity at the beginning of 1957 ($K=2 \times B_{msy}$ in this formulation). The Group decided to make several ASPIC runs to evaluate the reliability of biomass index obtained from non-target fisheries, because there are uncertainties in the index from non-target fisheries as shown in the CPUE section. The catches for the target and non-target fisheries are calculated for the ASPIC analysis and shown in **Table 9a and 9b**. The Group categorized the catch of Spain, Brazil, Brazil-USA, Brazil-Spain, 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. The catch of the non-target fisheries are further divided into the catch in North and South of 10 degree South for the sensitivity runs mentioned below (**Table 9b**).

A number of sensitivity analyses were also carried out for the South Atlantic swordfish ASPIC evaluations. These involved different combinations of catch rate patterns based on discussions held by the Group (see Catch Rates section).

As further sensitivity analyses and to explore the effects of assuming different shaped surplus production functions, the Group also applied the Bayesian statistical approach for stock assessment with a Schaefer and a generalised surplus production function described in SCRS/99/85. 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 which apply a continuous fishing mortality rate throughout the year. The joint prior distribution for parameters r and n from SCRS/99/85 was applied as the baseline prior. For the North stock

this was a bivariate t distribution with medians for r and n of 0.41 and 1.39 (corresponding to an inflection point of about 0.43 K). For the South stock this was a bivariate t distribution with medians for r and n of 0.405 and 1.38 (corresponding to an inflection point of about 0.43 K). The prior CVs for these parameters were 0.49 and 0.33 for the North stock and 0.44 and 0.34 for the South stock. As there was some uncertainty over the most appropriate prior for n, the effects of trying different median values for n (ranging from 0.1 to 0.6) and a flatter prior for n with 10 times the variance as the baseline prior were also applied. 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. A Schaefer production model that used the same informative priors for r was also applied in the Bayesian assessment. Also with the Schaefer model, a flat prior for r was also evaluated and the starting biomass value was fixed at the baseline values for the ASPIC runs. 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 the lumped biomass production models did not capture age-structured effects that could be important, such as differences in selectivity between target and bycatch fisheries. Therefore, as a sensitivity analysis, the Group carried out an ASPM run for the South Atlantic. The simple approach tried by the Group required the selectivity vectors for each fishery to be specified as known inputs. As detailed selectivity studies were not available, an *Ad-hoc* approach was tried to obtain selectivity estimates, which is based on catch-curve analysis. The algorithm followed was:

A. With the total CAGE (see Section 2.b):

- 1) Compute catch proportions at age each year, p_{ay} .
- 2) Compute a 3-year running mean of the p_{ay} ,

$\bar{p}_{ay}$ (to approximate equilibrium).

- 3) Regress

$\bar{p}_{ay}$ on age for ages 5 to 10 (catch curve).

- 4) Predict the catch proportions (

$\hat{\bar{p}}_{ay}$) for all ages based on the regression.

- 5) Compute selectivity as $s_{ay} = \exp[$

$\bar{p}_{ay} - \hat{\bar{p}}_{ay}]$.

B. For any given fishery:

- 1) Compute the fishery's partial catch, relative to total catch, $r_{ayg} = c_{ayg} / \sum_g c_{ayg}$.
- 2) Multiply r_{ayg} by s_{ay} (partition selectivity by fishery).
- 3) Rescale the resulting product as s_{ayg} .

The Group examined the resulting fishery-specific selectivity estimates for Spain LL, Japan LL, Chinese Taipei LL and Others. A decision was made to use the average of the estimates for the entire time period for all fisheries, except for Chinese Taipei LL, which was split into 1978-1988, 1989-1998. The resulting selectivity patterns are provided in **Table 10**.

Because the ASPM's catchability estimates are linked to the input selectivities, the index from Chinese Taipei (SCRS/99/34) was entered as two separate series for the periods 1968 to 1988 and the years 1989 to 1998. The Japanese (1975 to 1998) (SCRS/99/33) and Spanish (1990 to 1998) (SCRS/99/32) 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.

North Atlantic

ASPIC: Results from the North Atlantic base case, which the Group considered to be the best estimate are shown in **Table 11** and **Figure 13**.

As a sensitivity, the Group examined the results of the production model fit to the revised catch and CPUE data through 1995 to evaluate the potential change on the assessment resulting to revisions in the data and analytical treatment used. The retrospective effect of including updated and revised data into the analysis is shown in **Figure 13a**. Had the revisions and data treatments used in the current analysis been available in 1996, the stock evaluation would remain largely unchanged. However, addition of the additional catch and CPUE data from 1996-1998 modifies somewhat, 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.

Bayesian Results:

In Bayesian stock assessment the results are typically summarised as probability distributions for quantities of interest such as MSY. For brevity, the posterior mean values and the posterior CVs (shown in parentheses as percentages) of several quantities were computed for the North and South stock and are shown in **Table 12**. Results are briefly discussed for the Schaefer model first.

1) Schaefer model. Under the baseline prior probability distributions the posterior estimate for r of 0.42 (27) was similar to the prior, except that the posterior CV was about half of the prior CV (0.49). When a flat prior for r was tried, the posterior estimate, 0.33 (62) did not differ much except that the posterior was much flatter. This suggests that the production model fit to catch rate data provided an estimate of r fairly consistent with the results of the demographic analysis that determined the prior for r . The baseline estimate of MSY was 13000 (6) and this did not differ much from the case with flat priors. The estimate of B_{99}/B_{msy} was 0.66 (25). A variety of changes to other priors affected results more when the prior for r was flat than informative but changed central tendencies of key quantities relatively little in both cases. The Bayesian 80% confidence intervals about stock biomass between 1950 and 1999 suggest that a reasonable fit of the model to the data and reasonable statistical assumptions because most of the re-scaled CPUE data fall within the bounds (**Figure 14**). This was the case in each of the Bayesian sensitivity tests examined.

2) Fletcher-Schaefer model. Again, see **Table 12** and **Figure 14** for detailed results. Under the baseline prior probability distributions similar results were obtained to those obtained under the Bayesian Schaefer model. The estimate of the inflection point, 0.40 K (12), however, was a little less than that in the prior (median = 0.43). This resulted in a higher estimate for stock status with respect to B_{msy} than that given by the Schaefer model. For example B_{99}/B_{msy} increased to 0.79 (22). Additionally, the estimate of B_{msy} was consistently lower with the Fletcher-Schaefer model. In contrast, the estimate of MSY and stock depletion relative to carrying capacity were very similar across both models and when different priors were applied. When different prior median values were tried for the parameter determining the inflection point, the posterior estimates of the inflection point in all cases were quite similar to the prior. However, for the largest prior median values for this parameter, the posterior medians were lower. For example, when the prior median was 0.6K the posterior mean was 0.51 (11). This discrepancy decreased as the prior median was decreased. However, at the lowest prior median values, for example, 0.1 K, and 0.2K, the posterior means approached the priors. Also, when the baseline prior for n was flattened out, the posterior median value decreased to 0.30 (25) from the prior of 0.43 (33).

South Atlantic

The base case for the biomass index for the non-target fisheries is the country combined index by the area separated GLM, which is identical to the case 3 in SCRS/99/122 with updated 1997 Task II data for Chinese Taipei. There are missing values of the index during 1976 to 1983. The Group decided on seven

sensitivity runs of ASPIC by the different biomass indices of the non-target fishery as shown in **Table 13**, in addition to the sensitivity runs for B1 ratio with base case CPUE. The option 1 for the biomass index for the non-target fisheries is the country combined index with the area separated GLM as same as the base case, but the missing values of index during 1976 to 1983 are extrapolated by the method in the case 2 of SCRS/99/122. The option 2 for the biomass index of the non-target fisheries is the indices, which are developed area-separately by the tropical and temperate areas. The tropical area is the combined area of Areas 11 and 12, which are shown in SCRS/99/122, and the temperate area is the combined one of Areas 7, 8, 9, and 10. There are missing indices in the tropical area during 1976 to 1983. The option 3 is the country combined biomass index which is developed by the single GLM, in which the year*area interaction is treated as the random effect. The option 4 is the country separated biomass indices, which are developed by the same method as in the base case. There are missing indices for both non-target countries as shown in **Table 13**. The option 5 is the country combined biomass index, which is developed by the same method as in the base case in which the Areas 11 and 12 in the tropical waters are combined in to one Area to eliminate the missing indices during 1976 to 1983. The option 6 is the country-separated indices, which are developed by the same area stratification as in the option 5. The option 7 is also the country-separated indices that are developed by a single GLM, in which the year*area interaction is treated as the random effect. The indices in the option 7 are identical to the indices used in the ASPM analysis for the South Atlantic stock. The values of indices for each option are shown in **Table 13**. The major differences in the trend of biomass indices among the options are occurred in the period between 1976 and 1983 when the observations in the tropical waters were insufficient for the non-target fisheries.

The results of the ASPIC runs with the biomass indices for these options are shown in **Table 14** (see also **Table 15**). All ASPIC runs were carried out with the constraint as biomass ratio in 1952 (B1 ratio) equal to carrying capacity (K), except for the base case sensitivity trials with B1 ratio as 1.5 and 2.5. The results with good convergence were not obtained in the options 4 and 7. The major reason of these poor results may be come from the negatively correlated relationship between the index for Chinese Taipei and the indices for the other countries (Japan and Spain).

The trajectories of the estimated biomass and observed biomass indices for target and non-target fisheries are shown in **Figure 15**. All results with the converged runs explained the trajectories of the observed biomass indices in the 1990s well. But there are differences in the trajectory between estimated biomass and observed biomass indices of non-target fishery, especially in the period between the late-1970s and the late 1980s. All runs could not follow the trend in observed biomass index in this period very well, partly due to the constraint of the B1 ratio. But, it might be impossible for the simple production model to follow the more or less increasing trend of biomass index of non-target fisheries in this period, because this more or less increasing trend of biomass index occurred when the catch also gradually increased in this period. This difficulty in fitting also suggests the uncertainty in the biomass index obtained from non-target fisheries.

The sensitivity runs for B1 ratio with the biomass index in the base case show that the lower B1 ratio (1.5) was sensitive to the results, especially for the intrinsic growth rate, but with the higher B1 ratio (2.5), the similar results are obtained as the base case with B1 ratio as 2. There was less variability in the estimated B-ratio ranged from 1.0 to 1.3 among the sensitivity runs, compared with other estimated results such as r , K , and F -ratio, which are widely fluctuated among the options.

The trajectories of biomass and fishing mortality obtained in the base case are shown in **Figure 16**. The B-ratio has continued to decrease gradually until the late- 1980s, but the decline trend increased in the 1990s. The F -ratio began to increase substantially since mid-1980s, but decreased since 1996, which reflects the decrease trend in the catch since 1996 as shown in Table 9a. The decrease trend in B-ratio began to be lower in the most recent two years which is coincide with the trend in the biomass index of the target fishery. But the trend in the biomass index of the non-target fishery show still clear decrease trend in the same period. Therefore, there is uncertainty in the biomass trend in the most recent years, even though there is good consistency in the trend between the fisheries in the 1990s.

There are wide fluctuations in the estimates among the sensitivity runs as shown in Table 14. These differences are mainly come from the differences in the CPUE trend of the non-target fisheries which are derived from the different treatments of the data in the standardization of CPUEs. There are still big uncertainties in the results of ASPIC analysis for the South Atlantic swordfish stock.

Bayesian :(1) Schaefer model. see **Table 16** and **Figure 17** for detailed results. Under the baseline prior probability distributions the posterior estimate for r of 0.42 (23) was similar to the prior, except that the posterior CV was about half of the prior CV (0.44). When a flat prior for r was tried, the posterior estimate, 0.44 (74) was similar and the posterior was much flatter. The baseline estimate of MSY was 18000 (24) and this was less than the estimate given by the case with flat priors, mainly because the posterior mean estimate of K was much higher under the flat priors. The estimate of B_{99}/B_{msy} was 1.3 (16). The flat prior gave only a marginally larger estimate.

1) Fletcher-Schaefer model. Again, see **Table 16** and **Figure 17** for detailed results. Under the baseline prior probability distributions similar results were obtained to those obtained under the Bayesian Schaefer model. The estimate of the inflection point, 0.42 K (12), was similar to the prior median (0.43). This resulted in a higher estimate for stock status with respect to B_{msy} than given by the Schaefer model. For example B_{99}/B_{msy} increased to 1.5 (17). Additionally, the estimate of B_{msy} was consistently lower with the Fletcher-Schaefer model. In contrast, the estimate of MSY and stock depletion relative to carrying capacity were very similar across both models and when different priors were applied. When the baseline prior for n was flattened out, the posterior median value decreased slightly to 0.37 (36) from the prior of 0.43 (34).

f) Virtual population analyses

Virtual population analyses were conducted under the North Atlantic stock hypothesis. The software that was used is based on the ADAPT framework, but allows the two sexes to be modeled separately and incorporates a term in the objective function that penalizes solutions where the predicted ratio of male and female recruitments differ from 1 (for details see working document SCRS/99/51). A second program, developed independently during the meeting, produced essentially identical results to that of the first, confirming both the computational integrity of the software and that the data were entered properly. In addition, the previous base-case assessment from 1996 was successfully duplicated.

Two sets of VPA analyses were conducted, one using sex-specific data (as recommended during the previous assessment) and the other derived without regard to sex.

VPA of sex-specific data (Base Case)

Methods

Virtual population analyses were conducted using catch-at-age data derived from catch-at-size using sex-specific growth equations (see **Table 3**). The VPA was calibrated using 66 catch rate indices (33 for each sex)-- ages 1 to 9+ from the Spanish and U.S. longline fleets, ages 2 to 9+ from the Canadian longline fleet, and ages 3 to 9+ from the Japanese longline fleet (**Table 4, Figure 6**). The model was run for the years from 1978 to 1998 with ten age groups (age 0 to 9+) for females and six age groups (0 to 5+) for males. A younger plus group was used for males because of our inability to reliably age male fish older than 5.

The F-ratio (ratio of the fishing mortality rate on the oldest age to that of the next younger age) for males 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. The F-ratio for females was fixed to 1.0 because of the larger plus group (9+). The fishing mortality rates in the last year were initially estimated for every age except the last (which is modeled by the F-ratio). However, the fishing mortality rate on age 0 was poorly estimated and therefore set equal to the value estimated for age 1. The VPA results were not sensitive to the treatment of age 0 in

the last year, except of course for the corresponding estimate of recruitment in the last year, which was ignored.

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 250 sets of new index points. The VPA was then applied to each of the 250 new data sets and the median values with their 80% confidence intervals computed.

Results

The Base Case estimates of abundance, fishing mortality and biomass by age and sex are given in **Tables 17-19**, respectively. The estimates of female recruitment (age 0) generally fluctuate between 390,000 and 550,000 fish except for a high of over 725,000 in 1997 (**Figure 18**). The estimates of male recruitment similarly fluctuate between 320,000 and 450,000 with a high in 1997 of about 580,000. The estimates of the abundance of 5+ females decrease steadily from 268,000 in 1978 to 101,000 in 1998 (**Figure 19**). The estimated trend for 5+ males was similar, indicating a decrease from 308,000 fish in 1978 to 114,000 in 1998.

Although somewhat variable, the fishing mortality rates for all ages show a generally increasing trend, peaking in recent years at 0.39/yr for males (on age 3) and 0.61/yr for females (age 9+). There is some indication that the fishing mortality rate of females has increased somewhat during the last two years whereas that of males has decreased, but these values are not as well estimated as the values for earlier years. The estimated selectivity curve for males and females both was more or less flat-topped (but see sensitivity trials discussed below).

The VPA fits to the indices of abundance are given in **Figure 20**. In general, the VPA results appear to be adequately averaging the variations in the indices. The indices tend to be more variable for ages 1 and 2 of both sexes. Moreover, the Group noted that the model provided a poor fit to the various indices for older females (age 8 and 9+) because the trends indicated by those indices differ from one another-- making the true trend uncertain. Possible factors that contribute to this uncertainty are the extent to which the 1978 Japanese index tracks abundance and the degree of under-reporting that might have occurred during the 1970's due to U.S. mercury restrictions.

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, nonreporting of catches and other potential biases (see section 2i on uncertainty).

Sensitivity trials conducted by the 1996 assessment group revealed that the results for the entire time period of the VPA were sensitive to alternative assumptions about the specified F-ratios. Three sensitivity trials were conducted to examine this in the context of the current assessment.

1) F ratio fixed to 1.0: In this trial the plus group for both males and females was set at age 5 and the F-ratio was fixed to 1 for the entire time series, thereby forcing a flat-topped selectivity curve for both sexes. The trends in abundance and fishing mortality were similar to the base case.

2) Single F-ratio for males estimated: In this trial the plus group for both males and females was again set at age 5, but the F-ratio for males was estimated by a single parameter representing all years. The estimated value of the F-ratio was 0.58, indicating a dome-shaped rather than flat-topped selectivity pattern for males. The estimated fishing mortality rates were substantially lower for every age with correspondingly higher abundances. A likelihood ratio test showed that estimating the F-ratio significantly improved the fit to the indices of abundance compared to fixing it at 1.0 (loglikelihood of 396.39 compared to 384.31 for trial 1 above). This result might seem to suggest that the data indicate a dome-shaped selectivity pattern for

males apart from any difficulties in aging males older than age 5. However, the fit to the indices provided by the Base Case, with estimated F-ratios close to 1.0, was better still (loglikelihood of 400.36).

3) Male plus group set at 9: The third sensitivity trial used data with the plus group set to age 9 and the F-ratio fixed to 1.0 for both sexes. The estimates for females were of course the same as for the Base Case. However, the fishing mortality rate estimates for males indicated a dome-shaped selectivity pattern with implications similar to those of sensitivity trial 2, i.e., lower fishing mortality rates for all ages (peak of 0.27 versus 3.9 for the base case) and correspondingly higher abundances.

A fourth sensitivity analysis was conducted using the age 9 plus group for both males and females but with a moderate penalty imposed to cause the male and female recruitments to be more similar, but this had very little effect on the estimates since the recruitments for males and females were already quite similar for males and females without the penalty. For the Base Case, however, the estimates of male recruitment were about one third lower than the corresponding estimates same of female recruitment. Unfortunately, the software that was available for the meeting could not accommodate different plus groups for each sex, so the effect of the penalty on the base case could not be examined.

A final sensitivity analysis was conducted using the separable, sex-specific approach described in SCRS/99/51 with the same data set used with the ADAPT approach in sensitivity trial 3 (males and females age 0 to 9+). The annual age-0 recruitment estimates were made the same between sexes. Annual fishing mortalities, initial population structure, and two sets of selectivity patterns (one each for the time periods 1978-1990 and 1991-1998) were estimated separately by sex. The model fits to the abundance indices, total catches and catch proportions were reasonably good. Selected model results are provided in **Figure 21**. These generally agree with the VPA results, except that estimated selection pattern for females was dome-shaped at older ages and the fishing mortality rates were somewhat lower (leading to higher estimates of spawning stock biomass in the early years).

VPA of unsexed data

The Group examined the effects of changes in catch at age and indices of abundance by conducting an assessment analogous to the 1996 base case.

Methods

Unisex catch-at-age was derived from the catch at size using the Gompertz growth curve (**Table 3**). Unisex catch rate indices (**Table 3**) were similarly developed for Canada (ages 2-5+), Japan (ages 3-5+), Spain (ages 1-5+) and United States (ages 5+). The VPA model was run for the years from 1978 to 1998 with five age groups (age 1 to 5+). The F-ratio was fixed at 1.0 for the 1988-1998 period and estimated for 1978-1982 and 1983-1987 periods. The fishing mortality rates in the last year were estimated for ages 1, 2, 3 and 4 (age 5 was modeled by the F-ratio).

Results

The resulting estimates of recruitment and spawning stock biomass (assuming knife edge maturity at age 5) were quite similar for the overlapping years (**Figures 22 and 23**). Differences in spawning stock biomass in the early part of the time period appeared to be due to differences in the estimated 1978 (1978-1982) F-ratio .

General conclusions from the VPA's

The Base Case VPA analysis of the sexed catch data indicates that female recruitment at age 0 has fluctuated between 390,000 and 550,000 fish except for a high of over 725,000 in 1997 and that male recruitment has similarly fluctuated between 320,000 and 450,000 fish with a high in 1997 of about 580,000. The abundance of larger fish (5+) has declined since 1978 to about one third of that level in 1998. The base case estimates of the fishing mortality rates on male swordfish generally increase through time

except for the last two years when there are signs of a decline. The corresponding estimates for female swordfish also generally increase through time (except for ages 8 and 9, which fluctuate) with signs of a substantial increase in recent years. The VPA on unsexed data indicates a similar pattern, but lower overall magnitudes of abundance and higher magnitudes of fishing mortality.

The VPA with a plus group at age 5 for males and age 9 for females was designated as the base case because the Group felt that the current sex-specific growth equations were not adequate to age larger males. However, the Group recognized that the dome-shaped selectivity pattern estimated with the age 9 plus group may be possible if larger males are distributed differently from smaller males and recommended that this issue be examined further.

g) Yield per recruit and spawners per recruit

The Group examined yield per recruit and spawning biomass per recruit for females alone as well as males and females combined. Spawning biomass per recruit (SPR) were calculated to indicate what fraction of the virgin stock would be present under equilibrium conditions at various fishing mortality rates. Spawning biomass per recruit information was based only on the female spawning stock under the hypothesis that males were not limiting to swordfish reproductive success.

The yield per recruit and projection analyses used the same inputs whenever possible so that the management advice from each would be as consistent as possible. Selectivity vectors were derived from the base case sex specific VPAs 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 and both sexes (**Table 20**). Weight at age was derived from the catch at age for ages 0-8 in 1998 and from the Erhardt et al. (1996) growth curves for ages 9 to the maximum age analyzed (40). Maturity at age by sex was estimated by determining maturity at length for the catch at size by sex using Arocha's maturity at length equation (Arocha 1997), and then ageing the catch using the Ehrhardt et al. equations (**Table 20**).

For females the fishing mortality rate at which yield per recruit was maximized (F_{max}) was 0.36 and $F_{0.1}$ was 0.16 while for females and males combined F_{max} and $F_{0.1}$ were 0.52 and 0.22 respectively (**Table 21** and **Figures 24 and 25**).

Only female growth and selectivity patterns were used to estimate the spawning stock under the assumption that for North Atlantic swordfish males were not limiting. A fishing mortality rate of 0.18 would result in an $SPR_{30\%}$ (**Table 21** and **Figure 26**). For many stocks without sexual dimorphic growth and selectivity patterns, $F_{0.1}$ is often used as a proxy for $SPR_{30\%}$. However for the analysis of females and males combined the $F_{0.1}$ exceeded $F_{30\%spr}$ (**Table 21**), because the $SPR_{30\%}$ was derived for females alone. To ensure consistency in its yield per recruit and spawner per recruit benchmarks, the Group choose to provide management advice from the per recruit analyses based only on the females.

h) Projections & recovery scenarios

North Atlantic

Most of the model runs for the North Atlantic swordfish population estimate that the current biomass is below the MSY level, and that fishing mortality (F) is above F_{MSY} . Therefore, projections were done with a wide variety of models, and several options for recovery were explored.

For all projections, catch in 1999 was assumed to be 11,800 MT, which is equal to the 1999 catch limit of 10,700 MT plus 10% to account for overages, which is similar to levels noted in the present two years. Constant catch harvest policies with catches (including overages) of 0, 2,000 MT, 4,000 MT, 8,000 MT, 10,000 MT, 10,700 MT (current catch limit), 11,800 MT (estimated status quo catch) and 12,000 MT, and constant harvest rates at F_{MSY} were considered.

Production Models (ASPIC)

Bootstrapped population projections were run using the base case ASPIC model (see section g). The population was projected 10 years into the future (to 2009), assuming the harvest policies defined above. The version of ASPIC available at the meeting could not calculate projections longer than 10 years.

The median population trajectories are shown in **Figure 27**. Total removals of 10,700 MT or lower cause the median trajectory to increase, while the status quo estimated removals of 11,800 causes the median trajectory to decrease. The uncertainty around these estimates is summarized in **Table 22**, which shows the estimated probability of exceeding the indicated B/B_{MSY} in each year for each specified harvest scenario. The status quo removals of 11,800 MT would have a low probability of recovering the stock; the probability that B/B_{MSY} would be higher than 1.09 in 2004 was only 25%. There was a 50% chance that the population would be 59 % of B_{MSY} or higher in 2004, implying a 50% chance of the population being below 59% of B_{MSY} .

The Commission asked to see rebuilding scenarios that would achieve at least a 50% chance of recovery to MSY levels in 5, 10 or 15 years. According to the baseline ASPIC model, a total catch of 7,000 MT would have a 50% chance of reaching B/B_{MSY} of 0.95 in 5 years **Table 22**. Assuming that overages continue to be 10% over the quota, this would correspond to a catch limit of 6,360 MT. To have 50% or greater probability of recovery in 10 years, a total catch of 10,000 MT (catch limit of 9,090 MT with overages) would have a 50% probability of achieving B/B_{MSY} of 1.07 in 2009. A total removal of 10,700 MT (corresponding to a catch limit of 9,730 MT) has a 50% chance of reaching a B/B_{MSY} of 0.91 in 2009, so it may have a better than 50% chance of rebuilding in 15 years. However, since the 15 year time horizon was not projected, this conclusion cannot be verified from **Table 22**.

Bayesian Production and Generalized Productions Models

A Bayesian decision analysis (SCRS/99/85) was performed with each of the Bayesian production and generalized production models presented in section 2.g as a sensitivity analysis to the baseline ASPIC run. Projections were carried out with the same harvest policies as the ASPIC runs, for time horizons of 5, 10 and 15 years from the present. **Table 23** shows the expected probability that the stock will exceed B/B_{MSY} at each time horizon. **Table 24** shows more detailed model results, and **Figure 28** shows the median trajectories under each harvest policy.

For the standard (Schaefer) production models, B_{MSY}/K is equal to 0.5. Several generalized production (Fletcher-Schaefer) models are also presented (**Table 23**), in which the prior for B_{MSY}/K was centered at 0.3, 0.4 (the median estimate from the demographic data, SCRS/99/85, referred to as the informative prior run), 0.5 (equivalent to a Schaefer model), and 0.6 (the number estimated by Garcia-Saez in SCRS/96/143). Because the target biomass, B_{MSY} , can be different from $K/2$ in the Fletcher-Schaefer models, the probability of stock recovery was strongly influenced by the value of the B_{MSY}/K . The Fletcher/Schaefer models with estimated inflection points (B_{MSY}/K) lower than 0.5 predicted high probabilities of recovery for most catch limit policies. However, for the status quo catch levels, with a prior centered at 0.4 the model estimates a 48% chance of rebuilding to B_{MSY} in 10 years. If the prior for B_{MSY}/K was centered at 0.6, the probability of the stock recovering to B_{MSY} in 10 years was only 31% with the status quo catch.

Of the Schaefer models (with B_{MSY}/K fixed at 0.5) , the one with uninformative priors (most equivalent to the baseline ASPIC run), required harvests of 6,000 MT or below to have greater than 50% probabilities of recovery within 10 years (63% probability of recovery in 10 years with a total catch of 6,000 MT). This is more pessimistic than the equivalent ASPIC run. The Schaefer model with informative priors based on demographic data required total catches of no more than 10,000 MT in order to estimate a greater than 50% probability of recovery in 10 year (54% chance of recovery with 10,000 MT total catch).

The Group noted that the shape parameter strongly influenced the probability of recovery under various harvesting strategies.

VPA

Methods

Bootstrap projections were conducted using the base case sex specific ADAPT VPA results, with females modeled to age 9+ and males to age 5+. For both cases, the 1999 total catch was assumed to be the 1999 catch limit plus 10% for overages (=11,700 MT). Future selectivity was computed from the geometric mean of 1996-1998. The weights for each age other than the plus group were assumed to be equal to the average weights from the catch observed in 1998 (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 sex-specific growth curves. The average age of the plus group in 1998 was inferred from the observed weight at age by inverting the growth curve. The models were projected to 15 years from the present (2014)

The baseline recruitment hypothesis was that the future recruitments would be randomly drawn from the recruitment throughout the time series (1978-1997). Male and female recruitment was assumed to be equal, so that half of the drawn recruitment was allocated to each sex. Because some members of the Group felt that recent high recruitments would continue into the future, a sensitivity analysis was done in which recruitment was fixed at the 1997 level throughout the projection (half allocated to each sex). This recruitment was the highest level that had been estimated by the VPA in the time series since 1978.

Because 1998 recruitment was not well estimated by the VPA models, the recruitment in 1998 was estimated in the same way that future recruitments were calculated. That is, for the random recruitment projection, 1998 recruitment was drawn from the 1978 to 1997 recruitment series, while for the constant recruitment scenario, the 1998 recruitment was set at the 1997 level.

Projections were done with the constant catch scenarios defined above, as well as constant harvest rate strategies at $F_{0.1}$, $F_{20\%SSB}$, $F_{30\%SSB}$, $F_{40\%SSB}$, F_{MAX} and $F_{status.quo}$.

Results

The projections with randomly drawn recruitment indicate that the current status quo removals of roughly 12,000 MT would cause the median trajectory of female spawning stock biomass to increase gradually (**Figure 29, Table 25**). However, female SSB would not reach the $F_{0.1}$, 30%SPR or 40%SPR benchmarks within 15 years with status quo catches, although F_{max} and $F_{20\% SPR}$ were attainable. For the median trajectory to reach the $F_{0.1}$, 30%SPR or 40%SPR management benchmarks in 10 years, the catch limit would have to be less than 9,000mt to reach the $F_{0.1}$ spawning stock level, 10,000 MT to reach the 30% SPR level, and 8,000 MT to reach the 40% SPR level within 15 years.

The projections with constant high recruitment were much more optimistic (**Figure 29, Table 25**). Under the status quo catches, the median trajectory of female spawning stock biomass was projected to reach the $F_{0.1}$ benchmark in 11 years, 20% SPR in 8 years, 30% SPR in 11 years, 40% SPR in 15 years and F_{max} within 6 years.

Projection summary

The Group noted that total swordfish biomass corresponding to MSY levels are unlikely to be achieved with status quo total catch levels. However, small reductions in total catch would allow the population to have a greater than 50% chance of recovery in 5, 10 or 15 years.

The Group noted that constant fishing mortality rate harvest policies are less risky than constant catch policies for rebuilding over-fished stocks. The target F 's are usually translated into corresponding catch limits which require adjustment after each assessment, depending on the status of the stock.

Stock Production Models- South Atlantic

ASPIC

The projection of the biomass and fishing mortality trend by ASPIC was carried out for the South Atlantic swordfish stock. The base case run of ASPIC was applied to the projection with the three options of the constant catch in the future ten years from 1999 such as 14,620 metric tons (current catch limit for the South, 15,620 MT, and 13,620 MT, respectively). The resulted trajectories for B-ratio and F-ratio are shown in **Figure 30**. The projection with the constant catch of 14,620 MT (current catch limit) level shows that biomass will continue to decrease gradually and become lower than B_{MSY} in 2006, and fishing mortality will continue to increase gradually and reach to F_{MSY} also in 2006. In the option for the constant catch 13,620 MT which is 1,000 MT smaller than the current catch limit, the biomass will stop to decrease in 2002 and begin to increase gradually, and fishing mortality will not reach to F_{MSY} . In the option of the constant catch of 15,620 MT, biomass will continue to decrease more rapidly than the first option and will be lower than B_{MSY} in 2003, and fishing mortality will be larger than F_{MSY} in 2000.

The confidence intervals obtained in the projection for the three cases are very wide. Using the results of the sensitivity runs in the ASPIC for the projection, the results of the projection must be divergent. There are also big uncertainty in the results of the projection by ASPIC due to the uncertainty in the CPUE trend for the non-target fisheries.

Bayesian Generalized Production Models

As a sensitivity analysis, a Bayesian decision analysis was also performed, using with a variety of priors (see section 2.g). **Table 26** shows the probability of the stock being greater than B_{MSY} in 5, 10 and 15 years, with total catches of 13,000 MT, 14,600 MT (status quo) and 16,000 MT. All runs showed a much greater than 50% chance of the population being greater than B_{MSY} in 5, 10 and 15 years. As in the North Atlantic Bayesian runs the probability of a $B > B_{MSY}$ was lower with higher values of the shape parameter B_{MSY}/K . **Table 27** shows more detailed results, and **Figure 31** shows the median trajectories.

ASPM

There was a concern that the CPUE series available in the South Atlantic had very different selectivity by size, and were tracking different age classes of the stock. An age structured production model was used as a sensitivity analysis to account for these differences in selectivity. The ASPM results were used to project population size from 1999 to 2008, assuming that the catch in each year would be equal to the 1999 catch (14,600 MT). Two recruitment hypotheses were used, a Beverton/Holt and Ricker model. In both cases, the recruitment was deterministic, but confidence bounds were calculated by bootstrapping the model fit.

The ASPM Ricker recruitment model estimated that the current spawning stock size was at about 50% of the MSY level. Projections using the Ricker stock/recruit relationship projected that the status quo catch would cause the population to decline to very low levels by 2004 (**Figure 32 a**). With Beverton/Holt recruitment, the current population was estimated to be above SSB_{MSY} , but the status quo removals were projected to cause a continued population decline (**Figure 32 b**).

The ASPM model runs were considered preliminary, because selectivity was estimated in an ad hoc manner, and there was little information about recruitment and other assumptions of the model. Thus, it was considered a sensitivity analysis, and the Group decided further projections were not necessary. However, the Group felt that age structured models should be developed in the South, in order to account for different selectivity patterns by different fisheries in different areas.

Projection summary- South Atlantic

Projections generally indicate that the current removals may be sustainable in the South Atlantic with significant conflict for some models. However, it was noted that the available indices of abundance provide

contradictory information about biomass trends in the South Atlantic. Thus, the confidence intervals of the projections are wide, and the Group stressed the importance of obtaining better information about the South Atlantic stock.

i) Uncertainty

It is useful to characterize the statistical uncertainties in the estimates of stock status, management references and projections. This is done here using bootstrapping techniques. It is important to note that although variation in as many quantities as possible has been incorporated, e.g. the indices, recruitment or F-ratio of the VPA, there are other uncertainties which are not included, such as non-reporting of catches, technological advances which increase catchability and mixing between the North and South Atlantic. It is likely that some of these unquantified uncertainties are systematic and not random, therefore they would result in a directional shift to some quantities of interest, rather than added variation. To the extent possible, these unquantified uncertainties have been described qualitatively and they should be kept in mind when interpreting the bootstrap results. In examining the present estimates from the unisex VPA as compared to those that originated from the 1996 analysis, there was no evidence of a strong retrospective pattern, nor was there indication that the estimates are outside the range of uncertainty generated by the bootstrapping procedures.

Uncertainty in standardized CPUE series caused by possible changes in targeting

Because many pelagic longline fisheries have recently changed from targeting swordfish to targeting other species (and vice versa), the Group determined that it is necessary to account for targeting in the estimation of standardized CPUE series. For CPUE data sets without direct measures of gear characteristics, a proxy for targeting based on catches of swordfish and companion species can be used. However, concerns were raised with the use of these indicators because of the possible correlation with swordfish (or companion species) abundances. (See SCRS/99/125 and section 2.c). For example, a biased indicator of targeting could cause a real decrease in swordfish abundance to be dismissed as a change in targeting away from swordfish.

Methods

In order to determine whether various potential targeting indicators would be biased by changes in target species biomass, companion species biomass and changes in the reporting of bycatch, simulations were performed. These simulations projected deterministic population trajectories of hypothetical swordfish and companion species biomass, with several different trends in swordfish targeting by a fishery, and calculated various indicators of targeting throughout the time series. For these simulations, only one companion species was used, although there were up to four companion species in the real fisheries data sets presented at the meeting.

In order to simulate a known population trajectory of swordfish a Schaefer production model was used, with the catch and CPUE series, and r and K values from the 1996 swordfish assessment. Effort in each year was calculated as observed catch/observed CPUE. A q value was calculated by fitting the observed and expected CPUE. A Schaefer model projection was also used to model a hypothetical shark-like companion species, with an r of 0.1, and K of 500000. This companion species was considered to have two q values, one equal to the q of swordfish when effort was directed at the companion species, and a lower q when it was caught as bycatch by vessels targeting swordfish. Thus, the total catch of the companion species was :

$$C_{\{companion\}} = (q_{\{directed\}} * Effort_{\{companion\}} + q_{\{bycatch\}} * Effort_{\{swordfish\}}) * B_{\{companion\}}$$

The indices of swordfish targeting considered where: (1) Catch of swordfish /Catch of other; (2) Catch of swordfish/Total catch; (3) 1/Catch rate of other = total effort /catch of other; (4) 1/Catch of other; and (5) whether Catch of swordfish is greater than Catch of the companion species. **Figures 33** through **36** show these indices, plus the actual targeting (effort directed at swordfish/total effort), for the

following scenarios: (1) companion species population declines slightly (**Figure 33**); (2) companion species catchability is doubled so that its population declines more rapidly (**Figure 34**); (3) companion species declines slightly, but reporting of companion species bycatch increases by 10% in each of the last 4 years (**Figure 35**) ; (4) companion species population begins at a low level and increases (**Figure 36**). In each scenario, two targeting patterns were considered, one in which all effort was directed at swordfish throughout the time series, and one in which, during the last four years an additional 20% of the total effort was switched from targeting swordfish to targeting the companion species in each year.

Results

None of the indices of targeting considered was consistently unbiased in all trials. Several indicators, including 1/catch rate other and catch swordfish/catch other, incorrectly indicated a change in targeting with decreasing biomass of swordfish in all four scenarios.

Whether swordfish catch was higher than other species catch generally did not perform well as an indicator. The indicator 1/catch rate other followed the targeting trend well in **Figure 33** (other species decreasing slightly). However, in the scenario with other species biomass decreasing more rapidly (**Figure 34**), 1/catch rate other incorrectly indicated a decrease in swordfish targeting. It was less biased when there was increase in reporting of other species catch (**Figure 35**), and performed fairly well when other species biomass was increasing (**Figure 36**).

The indicator catch of swordfish/catch total was fairly close to constant in **Figures 33 and 34**, when there was no change in targeting. This indicator incorrectly indicated a decrease in swordfish targeting in both the increased bycatch reporting scenario (**Figure 35a**) and the scenario with increasing other species biomass (**Figure 36a**). However, the other indices were more biased in both of these scenarios. The catch of swordfish/catch total indicator correctly tracked the change in targeting in **Figures 33b, 34b**, but underestimated the change in targeting in **Figures 35b and 36b**. Catch of swordfish/total catch was the most commonly used indicator of targeting in the standardized indices presented at this meeting, so the fact that it performed fairly well in these simple simulations was reassuring. However, the Group recommended that a more thorough simulation analysis be conducted, incorporating more than one companion species, variation in catch rates, and a wider variety of scenarios. They also recommended that fisheries report gear, location and time of day information that can be used as an unbiased indicator of effort in standardizing CPUE series.

SWO-ATL-3. ENVIRONMENTAL FACTORS

The thermo-dependent character of swordfish and the influence of temperature on the configuration of swordfish migratory routes has been described in detail for this species since decades ago. The effect of the environment on the segregation by size-age-sex and swordfish reproduction is also known. On the other hand, the considerable effect of the environment on survival levels of pre-recruits and recruits has been generally accepted for a large number of species (Beamish and McFarlane, 1989; Beamish, 1995).

Document SCRS/99/57 describes once again, using updated data, the coincidence observed during a short period (1992-1998) between the value of the “winter N.A.O.” (North Atlantic Oscillation) index and CPUE values of age 1 fish observed a year later, obtained by GLM from thousands of trips made by the Spanish surface longline fleet in the North Atlantic (SCRS/99/56). A similar relationship had been shown for albacore using recruitment levels estimated indirectly from VPAs (Santiago, 1998).

This document SCRS/99/57 indicates that positive NAO values would produce very low swordfish recruitments, that are not very sensitive to NAO fluctuations within the positive range. Values close to zero or negative NAOs seem to have an important impact on recruitment levels, which increase when the NAO levels are low (**Figure 37**). Therefore, the relatively low NAO levels observed during the 1985-1989 period corresponded to a considerable increase in the CPUE of age 1 fish during that same period (on the order of +50%). The lowest NAO value of the series analyzed was observed in 1996 and corresponded to the highest value of age 1 CPUE a year later (on the order +80% with respect to the years immediately before). The

1997 recruitment value could also be considered high, although less than that observed in 1996, and coinciding again with the value expected according to the NAO fluctuation.

Although the period analyzed in this document is too short to generalize about the existence of a mechanical cause-effect relationship, the data analyzed from the Spanish fleet suggest that the recruitment levels obtained during the 1982-1997 period could be explained ($R^2 = 0.6573$) by NAO fluctuations, in spite of the decreasing trend in the spawning stock during this period, as suggested by the CPUE trends of the adult component of the stock. If this relationship between NAO and recruitment levels were certain, given that the 1992-1997 period was overall a very positive NAO period (NAO mean $= +2.04$), particularly during 1989-1995 (NAO mean $= +3.29$), recruitment levels below the average level in a standard situation (with NAO at about zero) would be expected during this period.

The negative values of NAO from 1996 and 1997 would correspond to high recruitment values (CPUE1) for 1997 and 1998 (**Figure 37**). The 1996 and 1997 NAO values could indicate a change in the NAO cycle (Halpert and Bell, 1997). Therefore, a corresponding positive effect on the average levels of recruitment in the next few years, but with high interannual variability, would be expected.

Based on this relationship between NAO and recruitment levels, document SCRS/99/57 retrospectively simulates the recruitment levels historically expected and the trends of the stock biomass in a situation of no exploitation, in which cyclical fluctuations of about 25 years are observed. Under these premises, the stock would have shown a generally increasing trend up to the mid-1970s and a decreasing trend thereafter.

During the meeting, the Group considered additional catch rate time series correlations from another fleet (US male and female age 0, SCRS/99/87) with two NAO indices: that used in SCRS/99/57 (updated winter NAO) and an annual index of the NAO based on the difference of normalized sea level pressure levels (SPL) between Ponta Delgada, Azores and Reyjavik, Iceland from 1865-1997 (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/nao.htm>). Although correlated, there is considerable deviation between the annual values from the winter NAO index (as used in SCRS/99/87) and the annual values from the SPL between Ponta Delgada and Reyjavik (**Figure 38**). Correlation between these two series and the U.S.A. standardized catch rates of age 0 swordfish index information (SCRS/99/87), could be positively, negatively, or largely uncorrelated with either of the two NAO series used in analysis. The highest correlations (which occurred for the short time series) were positive, unlike the Spanish age 1 index information, which were negative.

Document SCRS/99/57 used standardized CPUE age 1 because age zero catches are generally very low represented in the Spanish catches and only a very small proportion is recruited to the longline gear. Additionally the winter NAO index is considered in this document to be a more representative period taking into account the reported seasonal spawning peak of the North Atlantic swordfish.

The Group noted that in order to try any correlation between environment factors and data from fisheries (as recruitment levels from CPUEs) appropriate indicators must be defined for each fishery. Additionally, the level of correlation is largely affected by the quality (confidence) of the data available for each fishery. In any case, the time series considered are short with respect to the generation time for swordfish and with respect to the apparent 20 years cycle in the average NAO index. Given this fact, the possibility of spurious correlations has to be considered.

Response to the Request from Sub-Committee on Environment

Swordfish are distributed widely in the Atlantic Ocean and Mediterranean Sea, and range from Canada to Argentina on the western side, and from Norway to South Africa on the eastern side (**Figure 1**). The management units for assessment purposes are a separate Mediterranean group, and North and South Atlantic groups separated at 5°N. There is uncertainty as to whether the management units used correspond to the biological stock units.

Swordfish feed on a wide variety of prey including groundfish, pelagics, deep-water fish and invertebrates. They are believed to feed throughout the water column, following the diel migration of the deep-scattering layer by maintaining their position within a preferred level of illumination (isolume). They are typically caught on pelagic longlines at night when they feed in surface waters.

Swordfish spawn in the warm tropical and subtropical waters throughout the year. They are found in the colder northern waters during summer months. Young swordfish grow very rapidly, reaching about 140 cm LJFL (lower jaw-fork length) by age 3, but grow slowly thereafter. Females grow faster than males and reach a larger maximum size. Swordfish are difficult to age, but 53% of females at age 5 are considered mature.

As per the work plan developed by the SWO species group at its 1998 meeting, research focused on methods to incorporate sex-ratio at size information into the age-structured sequential population analysis. To this end, the geographic areas used in analysis were characterized as representing sex-ratio at size profiles indicative of spawning, feeding and transitional aggregations of fish (SCRS/99/83, SCRS/99/6), over the range of the Atlantic for which sufficient information was available to conduct analysis. **Figure 39** shows the regions classified as characteristic of spawning, feeding, and transitional sex-ratios at size (see also COM-SCRS/99/11 Appendices).

SWO-ATL-4. Current regulations

4.1 Catch limits

North. In the North Atlantic there were quotas in 1998 specific for Bermuda (27.2 MT), Canada (1,100.0 MT), Japan (687.5 MT), Portugal (825.0 MT), Spain (4,537.5 MT), and the United States (3,190.0 MT). The Commission also recommended that contracting parties, non-contracting parties, entities or fishing entities without specific quotas should reduce their catch for 1998 and 1999 by 45% of their 1996 catch (as reported in 1997), except those with 1996 catch levels below 100 MT who shall have not increased above their 1996 level, and those with no catch in 1996 who should refrain from developing one. In addition, annual under-harvests for each country may be added to the subsequent year's quota. Harvest in excess of the quota in the first year will be taken off the following year's quota in an amount equal to 100% of the excess, and in the second consecutive year of over-run in an amount equal to 125% of the excess harvest. **Table 28** shows the catch limits and reported landings by nation.

The total allowable catch in the North Atlantic in 1998 was 11,000 MT. Reported landings exceeded this by 6% (11,690 MT) and reported landings plus discards exceeded this by 11% (12,175 MT). Of the six country-specific quotas, Bermuda, Canada, Portugal, Spain and the United States were within their 1998 TAC (or within 1%). These calculations include the carry-over and overage calculations. Japan substantially exceeded its quota in 1997 (by 472 MT) and 1998 (by 838 MT). However, it should be noted that Japan has a five-year (1997-2001) carry-over provision in the ICCAT regulatory recommendation. The Other Category was 73% over the catch limit, due in part to the People's Republic of China reporting 253 MT (360% over their catch limit) and to France reporting 110 MT.

South. There was an overall TAC and country-specific quotas for the South Atlantic in 1998. **Table 28** shows the catch limits and reported landings by nation.

Reported landings in the South Atlantic were 13,476 MT, and reported landings plus discards were 13,486 MT. This is under the 1998 limit of 14,620. Spain and Japan were within their catch limits for the South Atlantic in 1998, while Brazil (67%), Uruguay (14%) and the Other Contracting Parties category (5%) exceeded their 1998 limit.

4.2 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. Only Canada and the United States have adopted the

latter. **Table 29** lists the percentage of undersized swordfish landed and discarded (for both 119 cm and 125 cm LJFL) by nation and in the North and South Atlantic Ocean (**Figure 40**).

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 (Brazil, Portugal) or completely substituted from these data. The evaluation of the level of compliance of these fisheries is effected by the amount and criteria used for these substitution procedures both between and within fisheries. For this reason, caution should be exercised using scientific estimates for compliance purposes.

In 1998, the percentage of swordfish reported landed less than 125 cm LJFL was about 19% (by number) overall for all nations fishing in the Atlantic. If this calculation is made using reported landings plus discards then the percentage less than 125 cm LJFL was about 23%. Based on information from nations that supply large amounts of size data to ICCAT (Canada, Spain, United States, there were large numbers of small fish caught in 1998, although the perception of this varies depending if catches (landings plus discards) or only landings are counted. Increases in the 1997 and 1998 Spanish catches of fish less than 125 cm LJFL (37% in 1998) could reflect increases in recruitment, rather than changes in the fishing pattern. Both Canada and the United States reported small fish in 1998 of less than 2% when the 119 cm LJFL criterion is used, and if only reported landings are considered. However, if catches are considered, then Canada (21%) and the United States (32%) report considerable numbers of small fish less than 125 cm LJFL (and also less than 119cm; 17% and 22% respectively). It should be noted that the national scientists presented serious concerns about the accuracy of the Canadian dead discard estimate in 1998 due to sampling problems (SCRS/99/77). **Table 29** also indicates the percentages of small fish for all other fisheries that are substituted with the size data from other nations.

4.3 Alternate methods for reducing small fish mortality

The Committee expressed concern about the high catches (landings plus discards) of small swordfish and the lack of and possible inaccuracies of size data from many fisheries, and emphasized that gains in yield could accrue if fishing mortality on small fish could be further reduced.

The Commission has requested SCRS evaluate alternative methods to reduce small fish mortality. One alternative approach that could be considered is reduction of fishing effort in fishing areas and seasons where there are high proportions of undersized fish in the catch, much like the protection area closure the Commission recommended for reducing catches of small bigeye tuna. Fine scale (5x5) data available to SCRS to accomplish this are limited to only a few fleets and use of these data may not accurately reflect all the fishing grounds and seasons where small fish dominate the total Atlantic catches of swordfish. Data more representative of the total catch are from much larger geographical regions.

Figure 41 and Figure 3 show the distribution of catches of small fish by quarter and fishing area. This information could be used by fishing nations/entities/non-entities to identify areas and times that might be candidates for time-area closures, though a more detailed domestic examination of the data would be required.

SWO-ATL-5. RECOMMENDATIONS

a) Statistics

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.

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. The Committee recommended that *Canada* improve the spatial and temporal sampling by at-sea Observers in order to accurately estimate the dead discards in the catch.

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. 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/99/19). Given the large catches by *Japan* and the paucity of size samples from this fishery, it is strongly recommended that Japan implement an extensive size-sampling scheme by time and area. *Chinese-Taipei* should provide the location of samples in the future so that we can better explain the selectivity patterns in order to know the behavior of the fleet in the future.

Conversion factors. It is recommended that conversion factors for Sex Ratio-at-size Areas be developed for various measurements and weights. Until such studies are completed, the equations identified in SCRS/99/6 should be used.

Target species. All fleets should record detailed information on log records to quantify which species or species-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* should provide more complete historical information including the CPUE of other species taken with swordfish (as by-catch or directed species).

The **Subcommittee on Statistics** was requested to address the following:

The role of the SCRS in providing scientific data for the Compliance Committee of the Commission.

b) Research

Fishing patterns. There should be a full documentation and examination of changes in fishing patterns in the South Atlantic.

Stock structure. Genetics. The Group requested participation of member and non-contracting parties in obtaining genetic samples. Sampling should be conducted throughout the year following an appropriate sampling design. Near-term genetic research should be conducted in the following order of priority: determining the genetic composition of the catches from both the northeast Atlantic (particularly away from the Gibraltar area) and the tropical Atlantic west of 15° W (secondarily the southeast Atlantic), and defining relationships between oceans (particularly between western Mediterranean and northeast Atlantic fish off the Iberian Peninsula and northwest Africa, secondarily between the Indian and Atlantic oceans). Longer term research would involve identification of boundary and/or mixing areas.

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.

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.

Maturity and fecundity. It is recommended that further information be obtained regarding uncertainty about the maturity and fecundity relationship developed for the Atlantic.

Ageing. Research on direct ageing methods should be continued and extensive sampling conducted. There was considerable concern about the estimate of L_{∞} for males in the Ehrhardt et al. (1996) growth curve, and this would be improved with additional sampling. Research to obtain growth curves for the South Atlantic stock is strongly recommended.

CPUE. The Committee 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.

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. Such a general recommendation was made during the Tuna Symposium for all ICCAT stocks. Finally, it is recommended that models more fully incorporate biological information and the uncertainties associated with biological inputs. To this end it is recommended that an inter-sessional be conducted that would focus on improving biological knowledge of swordfish. As further models are developed and applied, an increasing number of possible assessments of the state of the resource will be produced. It will be desirable to develop a structured decision analysis to enable objective selection of the most appropriate recommendation/s from the range of possible outcomes.

The **ICCAT SCRS Methods Working Group** was asked to address the following :

- To explore appropriate methods to account for area effects in the CPUE standardization (e.g., area-weighting, random effects, etc.).
- To explore appropriate methods to account for targeting in CPUE standardization.

Next stock assessment. It is recommended that the next swordfish stock assessment be conducted in three years time (2002) in order to advance basic research and assessment methods. The inter-sessional should be used to improve basic biological knowledge which is essential to improve our assessments. This type of work is both time-consuming and expensive, but must be made a priority by fishing nations/entities/non-entities.

SWO-ATL-6. Management Implications

North Atlantic

The actions the Commission took to reduce catch in 1997 to 1999 appear to have slowed and/or arrested the decline in the North Atlantic swordfish stock. The Committee recommends to the Commission, if it desires to rebuild the North Atlantic swordfish stock to biomass levels that would support MSY within 10 years with a probability of greater than 50%, then the catch should be reduced to 10,000 MT. At a constant catch of the 1999 catch limit of 10,700 MT, there is a greater than 50% chance of reaching MSY levels in 15 years. However, this recovery probability is very sensitive to even a 10% overage, and if constant catches of 11,800 MT (1999 catch limit plus 10%) are continued for the next 15 years, the stock will likely not reach biomass levels that will support MSY with a probability of greater than 50%. Therefore if the Commission wishes to rebuild in a 15-year time frame, catch limits (including discards) should not be

increased, and should not be exceeded. The management actions taken by the Commission in 1997 to 1999 clearly illustrate the resilience of swordfish, and the responsiveness of the stock to a decrease in fishing mortality. With just two years of management action under the strict quota scenario (introduced in 1997), there are positive signs from the fishery in terms of catch rates.

The Committee expressed concern about the high catches (landings plus discards) of small swordfish and the lack of and possible inaccuracies of size data from many fisheries, and emphasized that gains in yield could accrue if the intent of current recommendations on small fish could be more effectively implemented. The observed high recruitment in recent years (age 1 in 1997 and 1998) should allow for increases in spawning biomass in the future and a more optimistic outlook, *if* these year classes are not heavily harvested.

South Atlantic

The Committee noted that catches have been reduced since the last assessment, as was recommended by the SCRS. The SCRS continues to be concerned about the swordfish stock status in the South Atlantic based on the results of preliminary production model analyses, and on the pattern of high catches and declining CPUE trends in some of the by-catch fisheries used as indicators. The result is that the current level of biomass is estimated to be at about at the level that would support MSY. However, if there is a constant catch at the year 2000 catch limit (14,620 MT) for the next 10 years, there is a greater than 50% chance of biomass declining to levels below the level that would support MSY. Catches at the current level (~13,500 MT) would keep the stock at about the biomass level that would support MSY. The Commission should be reminded that the production model is affected by high levels of uncertainty in the input data. If the Commission intends to increase the probability of keeping the stock in a healthy condition, it should keep fishing mortality rates below current levels.

ESPADON - RAPPORT DÉTAILLÉ 1999

Rapport de la Session ICCAT SCRS d'Évaluation des stocks d'espadon

Madrid, Espagne, 27 septembre - 4 octobre 1999

SWO-Espadon

Le Groupe d'espèces Espadon (Atlantique) s'est réuni comme prévu pendant huit jours (du 27 septembre au 4 octobre 1999) au Secrétariat de l'ICCAT. Une réunion informelle, convoquée d'urgence pour terminer les travaux préparatoires des données sur l'Atlantique Sud s'est également tenue du 23 au 25 septembre 1999. Ces deux réunions ont été convoquées par J.M. Porter.

Deux améliorations importantes ont été apportées aux analyses en 1999: l'évaluation VPA du cas de base pour l'Atlantique Nord a été réalisée par sexe et des analyses ont été faites sur le modèle de production pour le Sud. Ces analyses améliorées ont pu être menées grâce à la réalisation de recherches considérables et à la préparation de données pendant la période de trois ans qui s'est écoulée depuis la dernière évaluation. Il faut louer les efforts déployés par les scientifiques dans ce domaine.

Il faut également féliciter le Secrétariat de l'ICCAT d'avoir pu mettre à notre disposition les prises par âge pour le Nord et le Sud au début de la réunion.

Une liste impressionnante de 28 scientifiques (6 Parties contractantes, 1 Observateur et le Secrétariat) ont assisté à la session du Groupe d'Espèces (**Appendice 1**). Trente-cinq nouveaux documents ont été présentés et acceptés (**Appendice 2**). Il faut souligner l'esprit d'ouverture dont ont fait preuve les scientifiques en s'échangeant les données afin d'établir des séries de données combinées et en partageant les tâches analytiques associées à l'évaluation du stock. La réunion a également tiré parti de la participation active aux discussions du Secrétaire Exécutif adjoint et de l'Expert en dynamique des populations.

Il a été recommandé de tenir la prochaine évaluation du stock d'espadon en 2002. Le plan de travail pour l'année prochaine ainsi qu'un plan de travail provisoire allant jusqu'à la prochaine évaluation de 2002 seront mis au point dans les mois qui suivent.

SWO-ATL-1. Description des pêcheries

a) Analyse des pêcheries

Des pêcheries palangrières visant directement l'espadon fonctionnent en 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^e siècle. La pêche palangrière japonaise a démarré en 1956 et est active depuis lors dans tout l'Atlantique où elle effectue des captures significatives d'espadon en tant que prise accessoire à sa pêche de thonidés. Il existe d'autres pêcheries visant directement l'espadon (par exemple l'Afrique du Sud, le Brésil, le Maroc, le Portugal, l'Uruguay et le Venezuela) et des pêcheries

qui le capturent en tant que prise accessoire (par exemple le Brésil, la Corée, la France et le Taïpei chinois). Les scientifiques du SCRS estiment que les données ICCAT Tâche I de débarquement fournissent des informations minimales à cause des débarquements non déclarés de bateaux arborant un pavillon de complaisance, et d'autres sources qui comprennent des pays membres et non membres. La distribution récente des prises palangrières d'espadon est présentée à la **Figure 1**.

La prise globale déclarée d'espadon dans l'Atlantique (nord et sud, rejets compris) a atteint un maximum historique de 38.877 TM en 1995, soit 14% de plus que le maximum antérieur de 34.177 TM qui avait été atteint en 1989 (**Tableau 1** et **Figure 2**). La prise déclarée de 1998 s'élevait à 26.156 TM. Un certain nombre de pays n'ayant pas encore déclaré leurs captures, ce chiffre doit être considéré comme provisoire et est sujet à révision.

De 1989 à 1998, la prise nord-atlantique déclarée (débarquements + rejets) a été en moyenne de 15.200 TM (**Tableau 1** et **Figure 2**), mais les débarquements de 1998, rejets compris, ont été ramenés à 12.175 TM en réponse aux réglementations recommandées par l'ICCAT. En 1998, l'Espagne et les Etats-Unis ont respectivement réduit leurs débarquements nord-atlantiques de 63% par rapport à 1987 et de 52% par rapport à 1989, suite aux recommandations de l'ICCAT. Si l'on tient compte des rejets américains, le total débarquements + rejets des Etats-Unis a baissé de 46% par rapport à la prise maximale de 1989. La baisse des débarquements a aussi été attribuée à des déplacements de l'aire opérationnelle des flottilles, y compris le départ de l'Atlantique de quelques unités. Par ailleurs, quelques flottilles, dont celles des Etats-Unis, de l'Espagne, du 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.

Les prises déclarées (débarquements + rejets) pour l'Atlantique Sud étaient peu importantes (en général moins de 5.000 TM) avant 1980. Depuis lors, les débarquements se sont accrus de façon continue pendant toutes les années 80 et 90 pour atteindre un sommet de 21.654 TM en 1995 (niveau qui était comparable à celui de la ponction maximale nord-atlantique), qui a été suivi d'une réduction de 38% situant les débarquements à 13.486 TM en 1998. Depuis 1988, les débarquements déclarés ont dépassé 12.000 TM. Le maximum historique enregistré en 1995 dépassait de 26% les débarquements de 1990 (17.215 TM). 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.

Seuls les Etats-Unis (1991-1998) et le Canada (1997-1998) ont signalé des estimations positives de rejets de poissons morts. L'Espagne a déclaré un chiffre nul à cet égard. Les Etats-Unis et le Canada ont tous deux utilisé les données d'observateurs scientifiques pour estimer les rejets morts. L'estimation canadienne indique une proportion poids de rejets morts/débarquements déclarés égale à la proportion rejets morts observés/observations au débarquement. Toutefois, d'après les informations fournies par les scientifiques nationaux, le Comité se demande si l'échantillonnage canadien est réellement représentatif. Les Etats-Unis estiment les rejets de poissons morts d'après les données d'observateurs et/ou les carnets de pêche remis par les patrons. Ces estimations sont incorporées à l'évaluation du stock et aux projections futures de la population.

b) Analyse des dernières évolutions dans les pêcheries

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

BERMUDES: Deux palangriers ont pêché l'espadon en 1998 aux Bermudes et ont déclaré des prises de 5 TM. Tous les palangriers basés aux Bermudes sont équipés d'un système de suivi de bateaux (VMS; SCRS/99/111).

BRÉSIL: La flottille palangrière a capturé l'espadon comme prise accessoire jusqu'au début des années 80 et a également obtenu des prises opportunistes dans la pêche à l'espadon qui a été pratiquée certaines années. Au milieu des années 80, suite à la hausse des prix offerts pour les espèces de requins, les palangriers brésiliens ont commencé à viser les requins dont les prises ont représenté plus de 50% du poids total des prises obtenues. En 1992, la pêche à l'espadon a été introduite dans les eaux brésiliennes par des bateaux loués opérant sous des pavillons étrangers qui utilisaient une palangre en monofilament. Au début de 1994, les palangriers brésiliens ont commencé à adopter la palangre en monofilament et ont déplacé leurs efforts des requins sur l'espadon. Des pêcheries visant l'espadon ont également été lancées par des bateaux d'autres pêcheries et par des bateaux de petits métiers et artisanaux de la région du nord-est du Brésil. La zone de pêche s'est étendue, principalement vers le large, et le nombre de bateaux de pêche observés s'est accru à partir de 1995. En 1998, les prises palangrières s'élevaient à 3.899 TM (estimations provisoires) comparées à 1.892 TM en 1996 et à 4.100 TM en 1997.

CANADA: Les débarquements nominaux d'espadon du Canada en 1998 se sont élevés à 1.115 TM, ce qui constitue une hausse de 2% par rapport aux débarquements de 1997 (1.089 TM). Bien que la plupart des débarquements aient été obtenus à la palangre, 240 TM ont été débarquées au harpon cette année, ce qui représente la prise la plus élevée depuis 1967. Par ailleurs, selon les données fournies par des observateurs en mer, on estime qu'environ 52 TM de rejets d'espadons morts ont été capturées par la flottille palangrière visant l'espadon, même si la validité de ces estimations a été mise en doute en 1998 en raison de problèmes d'échantillonnage (SCRS/99/77). Seuls 49 des 77 palangriers munis de licence ont débarqué du poisson en 1998, ce qui s'explique essentiellement par les restrictions des quotas et par le faible prix de l'espadon. Cette situation contraste fortement avec la période 1993-1996 pendant laquelle toutes ou presque toutes les licences avaient été utilisées du fait de la diminution des stocks de poissons de fond.

TAÏPEI CHINOIS: Les prises d'espadon représentent surtout une prise accessoire des pêcheries palangrières visant le thon obèse et le germon. Les débarquements de 1998 se sont élevés à 286 TM dans l'Atlantique Nord et à 1.147 TM dans l'Atlantique Sud (SCRS/99/131), ce qui constitue une réduction de respectivement 44% et 55% par rapport aux débarquements déclarés en 1997. Ces réductions sont le résultat des restrictions frappant les prises d'espadon et des espèces visées. Dans l'ensemble, le nombre de bateaux (195) en 1998 a légèrement diminué par rapport à 1997 à cause de la réglementation sur le thon obèse. On a également noté que certains bateaux se sont déplacés vers l'océan Indien durant une partie de l'année.

CE-PORTUGAL: Les débarquements nord-atlantiques effectués en 1998 par le Portugal comprenaient 773 TM, soit 61% de moins que les débarquements records déclarés en 1993 (1.961 TM). Les débarquements nord-atlantiques ont diminué suite aux restrictions des quotas. Le nombre de licences a baissé en 1997 et 1998, et la pêche est fermée dès que le quota est atteint. Tous les bateaux doivent présenter chaque mois leur carnet de pêche, faute de quoi leur licence est annulée. En 1998, les captures déclarées dans l'Atlantique Sud se sont élevées à 384 TM, ce qui représente une diminution de 13% par rapport aux débarquements de 1997.

CE-ESPAGNE: Les seules modifications importantes qu'ont connues les pêcheries espagnoles en 1998 ont été provoquées par les réglementations. Les débarquements effectués dans le nord en 1998 comprenaient 4.079 TM, soit 21% de moins que les débarquements de 1997 et 41% de moins que les débarquements déclarés en 1995. On a observé que la flottille de l'Atlantique Nord est devenue ces dernières années davantage une pêche plus spécifique suite aux changements qui ont affecté le marché (hausse du prix d'autres espèces) et au déplacement de certains bateaux hors de l'Atlantique. Les captures déclarées dans l'Atlantique Sud étaient de 5.831 TM, ce qui représente une baisse de 48% par rapport aux prises records de 1995 (11.290 TM).

JAPON: Les prises d'espadon obtenues par les palangriers japonais dans l'Atlantique ont été estimées à 2.825 tonnes en 1997 et à 2.493 tonnes en 1998. Les quantités prises dans l'Atlantique Nord (au nord de 5° N) ont été estimées à 1.178 tonnes en 1997 et à 1.526 tonnes en 1998 et celles provenant de l'Atlantique Sud (au sud de 5° N) à 1.643 tonnes en 1997 et à 963 tonnes en 1998. Les prises d'espadon obtenues dans l'Atlantique Nord en 1997 et 1998 étaient supérieures de respectivement 19% et 54% à la moyenne de la première moitié des années 1990, tandis que celles de l'Atlantique Sud étaient inférieures de 63% et 78% à cette moyenne. Le volume des prises d'espadon reflète une tendance croissante dans l'Atlantique Nord et décroissante dans l'Atlantique Sud depuis la moitié des années 1990. La principale raison de cette évolution réside dans le déplacement du sud vers le nord de l'Atlantique de la zone de pêche des palangriers japonais visant le thon obèse dans les zones tropicales et subtropicales. Le nombre d'opérations réalisées par les palangriers japonais en 1998 a été estimé à environ 37.500, soit quelque 10% de moins qu'en 1997, même si l'actuel taux d'effort est resté relativement élevé par rapport aux années 1980. Ceci s'explique par la tendance à la baisse du taux de capture du thon obèse dans le Pacifique et par la réglementation de la pêche visant le thon rouge du Sud.

MAROC: Les prises historiques du Maroc ont été révisées de sorte que la plupart des prises proviennent de la Méditerranée. Une justification administrative à cette révision a été fournie en 1998, bien qu'il n'y ait pas de justification biologique évidente. On a demandé au Maroc de fournir ses données de prises et de taille pour chaque zone de pêche actuelle sur une base annuelle (voir SWO-ATL-5).

AFRIQUE DU SUD: L'accès aux stocks d'espadon était traditionnellement 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. La demande locale d'un accès commercial aux ressources d'espadon s'est accrue depuis 1990 suite aux prises obtenues dans la ZEE sud-africaine par les flottilles étrangères et c'est ainsi qu'une pêcherie palangrière pélagique a démarré en novembre 1997. Bien que conçue à l'origine comme une pêcherie visant les thonidés, elle est rapidement devenue une pêcherie visant l'espadon (SCRS/99/38 & 120). La principale zone de pêche, qui est exploitée par des bateaux locaux et par un nombre croissant de bateaux étrangers, se situe au large du Cap des Aiguilles, à l'est du méridien 20°E. Des prises sont également réalisées au large de la côte occidentale du pays et au large de la Namibie. Le total des prises d'espadon obtenues par les bateaux sud-africains en 1998 s'élevait à 468 TM dont environ 169 TM dans la zone ICCAT. Cette pêcherie se caractérise par des taux élevés de capture de grands poissons (SCRS/99/38). Bien que l'expansion non contrôlée de cette pêcherie de haute mer au large du Cap des Aiguilles se situe à l'extérieur de la zone de convention ICCAT, la proximité de cette délimitation (15 milles nautiques) implique qu'elle peut avoir des répercussions sur les stocks situés dans la zone de convention ICCAT.

ÉTATS-UNIS: L'estimation provisoire pour 1998 des débarquements réalisés par les bateaux des Etats-Unis et des rejets d'espadons morts était de 3.655 TM. Cette estimation est inférieure de 5% aux 3.840 TM estimées pour 1997. La baisse des débarquements d'environ 5.000 TM par an par rapport à la moyenne de la période 1989-90 était due, du moins en partie, à l'application par les Etats-Unis des réglementations établissant les niveaux admissibles de débarquements d'espadon de l'Atlantique par année de pêche (juin-mai). Les débarquements déclarés en 1998 pour l'Atlantique Sud (170 TM) ont diminué de 62% par rapport aux débarquements estimés en 1997 (417 TM).

SWO-ATL-2. ÉTAT DES STOCKS

a) Structure du stock

Zones de ponte

Les données de 1998 fournies par les Etats-Unis, le Japon et l'Espagne ont été utilisées pour élaborer des cartes de l'effort palangrier, du nombre d'espadon capturé et des prises d'espadon par 1000 hameçons (CPUE) (**Figures 3a et 3b**). L'espadon a été classé en trois catégories de longueur: moins de 125 cm LJFL, de 125 à 170 cm LJFL et plus de 170 cm LJFL. On a effectué des diagrammes des prises et des CPUE pour chaque catégorie de longueur et pour chaque trimestre de l'année ainsi que des diagrammes de l'effort pour chaque trimestre. On a observé une CPUE élevée des poissons de moins de 125 cm (âge 3 et plus jeunes) dans la zone considérée comme zone de ponte compte tenu du sex-ratio par classe d'âge (Mejuto *et al.* 1998), tandis que la CPUE des poissons de plus de 170 cm (correspondant grosso modo à la distribution de la SSB) dans l'hypothétique zone de ponte était inférieure à celle observée dans les zones trophiques et de migration. Ceci peut être dû au fait que la plupart des poissons capturés dans l'hypothétique zone de ponte n'avait pas atteint leur pleine maturité.

Marquage

Deux documents ont été présentés à ce sujet. Le premier document (SCRS/99/78) actualise le programme conjoint de marquage des espadons juvéniles canadiens (>119 cm LJFL) qui a été mis en oeuvre de 1993 à 1997. Un total de 357 juvéniles d'espadon ont été marqués et remis à l'eau pendant cette période dans la ZEE canadienne. Sept recaptures ont été déclarées entre mars 1994 et août 1998: deux dans l'Atlantique central, quatre dans la ZEE canadienne et une à l'Est des Bahamas.

Le second document (SCRS/99/113) récapitule les recaptures d'espadon réalisées dans l'océan Atlantique par la flottille palangrière commerciale de l'Espagne pendant la période 1984-1999. Ce rapport présente des informations sur un total de 47 recaptures. La flottille espagnole a récupéré 37 marques appliquées dans le cadre de programmes de marquage d'autres pays ou organisations et neuf marques espagnoles. Une marque espagnole a été récupérée par un bateau des Etats-Unis. La majorité des récupérations ont eu lieu dans l'Atlantique Nord entre 20° N - 45° N et 5° W - 60° W sur des individus marqués au nord de 10° N. Il n'y a eu que 3 récupérations dans l'Atlantique Sud entre 20° S et 25° W sur des individus marqués au sud de 20° S. On a également constaté l'amélioration de la technique de marquage des espadons qui a donné un taux de recapture de 5,66% dans le cas de cette analyse scientifique. Il s'agissait de maintenir le poisson sous l'eau durant toute l'opération et de ne marquer que les exemplaires de plus de 20 kg.

Ces deux documents (SCRS/99/78 et 113) coïncident avec la recommandation du Groupe d'espèces Espadon (Anon. 1999) selon laquelle il était impératif de revoir les méthodologies de marquage compte tenu de la nature fragile de l'espadon. Concrètement, il s'agissait d'éviter de marquer des poissons de moins de 20 kg de poids vif et d'utiliser des techniques de marquage qui réduisent au maximum la manipulation du poisson.

CPUE

Les tendances des CPUE standardisées ont été observées par le passé, à titre de comparaison, comme un argument pour ou contre une hypothèse déterminée de structure des stocks. Le document SCRS/99/75 montre l'existence des différences quantitatives substantielles dans les valeurs de CPUE

de chaque côté du parallèle 5° N pour les poissons de plus de 130 cm LJFL, ce qui confirme des observations antérieures (SCRS/96/138 et SCRS/97/32).

Génétique

Un document (SCRS/99/89) décrivant l'utilisation de données génétiques à des fins de discrimination des stocks d'espadon de l'Atlantique a été présenté. Un second document rédigé par S. Chow et H. Takeyama a été distribué afin d'être révisé. Ces deux articles analysent les modèles de la variation génétique contenue dans les séquences non codantes (introns) des gènes de l'ADN nucléaire à copie unique. Les introns des gènes de l'aldolase b (*ald B*) et de la déshydrogénase lactate A (*ldh A*) ont été caractérisés dans le premier document (SCRS/99/89). On a analysé un total de 366 poissons répartis dans quatre échantillons dont deux de l'Atlantique Nord-ouest et deux de l'Atlantique sud tempéré. Aucune différence significative dans la fréquence des allèles n'a été observée au sein de la même région. En revanche, on a constaté des différences significatives ($P < 0,05$) entre les échantillons de l'Atlantique du Nord-ouest et ceux de l'Atlantique sud tempéré avec les deux marqueurs. Dans une étude antérieure (SCRS/98/129), les mêmes auteurs avaient présenté l'analyse de réplication d'échantillons de l'Atlantique Nord-ouest, de la Méditerranée et du Pacifique Nord en utilisant les deux mêmes gènes (même si *aldB* avait été identifié par erreur comme *ald C*). Dans cette étude antérieure, la stabilité temporelle dans la fréquence des allèles avait été démontrée pour les deux loci nucléaires dans toutes les zones étudiées. Toutes les comparaisons interrégionales révélaient une différenciation génétique interocéanique significative ($P < 0,01$). Les résultats présentés dans ces deux études (SCRS/98/129 et SCRS/99/89) coïncident avec ceux de Chow et Takeyama qui ont utilisé l'intron 4 du gène de la calmoduline (*CaM*) et les données RFLP du D-loop. Concrètement, des différences significatives dans la fréquence des allèles ont été observées entre les régions suivantes qui ont été échantillonnées: la Méditerranée, l'Atlantique Nord-ouest, l'Atlantique Sud et l'Indo-Pacifique. De même, des différences similaires dans les fréquences des allèles de l'intron du gène *CaM* ont été observées entre l'Atlantique Nord-ouest/Méditerranée et ceux de l'Atlantique tropical et de l'Atlantique Sud tempéré.

--Différenciation interocéanique

Niveaux du flux de gènes entre l'océan Indien et l'Atlantique Sud. Les comparaisons des fréquences des allèles mitochondriaux et nucléaires entre l'Atlantique Sud et l'océan Indien ont montré que ces deux régions sont nettement différenciées (SCRS/94/127, SCRS/98/128; Chow et Takeyama *sous presse*). Les phylogénies des haplotypes mitochondriaux ainsi que les caractéristiques des distributions de fréquence des allèles semblent soutenir un certain niveau de flux de gènes historique ou actuel entre l'Indo-Pacifique et l'Atlantique Sud (SCRS/94/127). Par ailleurs, l'analyse détaillée de la distribution de certaines lignées mitochondriales révèle un déplacement essentiellement unidirectionnel des poissons de l'océan Indien vers l'Atlantique Sud. Des scientifiques sud-africains mènent actuellement une étude génétique, en collaboration avec des scientifiques des Etats-Unis, qui visent à caractériser les modèles de distribution temporelle et géographique des génotypes sur la côte sud de l'Afrique du Sud.

Niveaux du flux de gènes entre la mer Méditerranée et l'Atlantique du Nord-est. Le document SCRS/98/128 décrit l'utilisation des séquences de l'ADN mt à partir de 219 individus pour établir les faibles niveaux de flux de gènes entre l'Atlantique du Nord-est près de Gibraltar et la Méditerranée occidentale. Cette étude confirme l'existence de différences génétiques significatives entre ces deux régions (SCRS/92/84; SCRS/94/27; voir également Chow et Takeyama). Une analyse détaillée de la distribution des haplotypes de l'ADN mt (SCRS/98/128) indique que le flux de gènes de l'Atlantique vers la Méditerranée doit être minime. Inversement, le déplacement des poissons méditerranéens vers l'Atlantique semble être limité à une zone de mélange relativement petite qui s'étend jusqu'à 15° W. Les échantillons prélevés dans les environs de Tarifa (à l'ouest de Gibraltar)

présentaient une prédominance de poissons d'origine méditerranéenne (SCRS/92/84; Chow et Takeyama). Ces conclusions confirment les observations sur la biologie reproductive de l'espadon dans cette zone (SCRS/89/34, SCRS/91/37(rév.) et 38 (rév.)). Le document SCRS/98/128 révèle une diversité génétique plus faible dans la Méditerranée que dans l'Atlantique, ce qui coïncide avec d'autres études (SCRS/94/27, SCRS/92/84 SCRS/98/93). Il a été recommandé d'échantillonner les zones proches de la côte marocaine afin de délimiter l'étendue et les variations saisonnières de la zone de mélange vers le sud.

--Infrastructure des populations dans l'Atlantique

Atlantique Nord-ouest contre Atlantique Sud. Le document SCRS/98/127 décrit l'analyse hiérarchique de la diversité des nucléotides dans les séquences de l'ADN mt à partir de 397 individus dans le but d'étudier la différenciation de la population entre l'Atlantique Nord-ouest et l'Atlantique Sud. Les auteurs ont vérifié l'hypothèse selon laquelle des échantillons représentatifs de différentes aires trophiques et de frai de ces deux zones de l'Atlantique ont une relation plus étroite au sein d'une même région qu'entre chaque région. Des échantillons de la mer Méditerranée, de l'océan Indien et du Pacifique Nord ont également été inclus à titre de comparaison. On a obtenu des niveaux significatifs de différenciation ($P < 0,01$) qui suggèrent que ces cinq régions sont génétiquement distinctes. Par ailleurs, les zones trophiques et de frai de l'Atlantique Nord-ouest et de l'Atlantique Sud ont une relation plus étroite au sein d'une même région. Ces résultats soulignent le caractère distinct des échantillons de l'Atlantique Sud par rapport à ceux de l'Atlantique Nord ainsi que la haute résolution des séquences de l'ADN mt pour établir les différences inter et intra-océan. L'analyse de la variation génétique des introns de l'ADN nucléaire (SCRS/99/89 et Chow et Takeyama) confirme les résultats obtenus avec les données mitochondriales. Dans l'ensemble, un total de quatre marqueurs d'ADN indépendants ont fourni des preuves concluantes selon lesquelles l'Atlantique Nord-ouest et l'Atlantique Sud correspondent à des unités de population génétiquement différentes.

État de l'Atlantique Nord-est. La région de l'Atlantique Nord-est a fait l'objet d'une couverture d'échantillons très limitée dans le cadre des études sur la structure des populations d'espadon. Une étude réalisée il y a plusieurs années (SCRS/94/127) a comparé l'ADN mt de 13 espadons capturés dans l'Atlantique Nord-est dans les environs de Gibraltar. Cette étude n'a pas pu rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y aurait pas de différence entre l'Atlantique Nord-ouest et Nord-est. Cette interprétation peut être mise en doute à cause de la base réduite de l'échantillonnage et parce que ce dernier contenait des haplotypes de la Méditerranée et de l'Atlantique. Chow et Takeyama ont inclus deux échantillons de l'Atlantique tropical (provenant l'un du nord et l'autre du sud de 5° N) qui n'ont pas présenté de différence significative par rapport aux échantillons de l'Atlantique Sud tempéré, mais bien par rapport aux échantillons de l'Atlantique Nord-ouest. Sachant qu'aucune aire de frai n'a été caractérisée pour la région entière de l'Atlantique Nord-est (SCRS/96/142), il est extrêmement important de déterminer l'origine de l'espadon dans cette région. Sachant que cette information pourrait modifier la vision actuelle de la structure de la population d'espadon, la réalisation d'études génétiques des populations en utilisant les marqueurs à la fois mitochondriaux et nucléaires doit être considérée comme un objectif prioritaire.

--Recherches futures

Deux domaines d'études ont été identifiés et devraient faire l'objet de recherches à court terme afin d'essayer de clarifier la structure génétique des stocks d'espadon dans l'Atlantique. Ces domaines peuvent être caractérisés comme des études interocéaniques (entre l'Atlantique et la Méditerranée et entre les océans Atlantique et Indien) et comme des études atlantiques.

La première priorité était la recherche atlantique dans le but de déterminer la composition génétique des prises provenant à la fois de l'Atlantique Nord-est, notamment au-delà de Gibraltar, et

de l'Atlantique tropical à l'ouest de 15°W. Ces zones n'ont pas encore été correctement étudiées et fournissent d'importantes prises (**Figure 1**). Le Groupe a estimé qu'il était nécessaire de caractériser la composition génétique dans ces zones avant d'essayer de résoudre des questions plus larges liées à l'étendue et/ou au mélange entre les sous-unités de l'Atlantique. L'échantillonnage doit permettre de tester la stabilité temporelle et spatiale dans la fréquence des allèles au sein de ces régions et d'examiner leurs liens éventuels avec l'Atlantique Nord-ouest, la Méditerranée et l'Atlantique Sud qui ont déjà été identifiés. L'Atlantique Sud-est est une autre région dont il est nécessaire de connaître la composition génétique afin de caractériser les modèles génétiques, mais le Groupe a estimé que cette région était moins prioritaire compte tenu du volume relativement limité - bien que croissant - des prises qui y est obtenu.

La seconde priorité consistait à définir les liens entre les océans et, en particulier, entre les poissons de la Méditerranée occidentale et de l'Atlantique Nord-est. Il a été suggéré que l'espadon de la Méditerranée occidentale avait une présence saisonnière au large des côtes sud de la péninsule ibérique et nord-ouest de l'Afrique. Le Groupe a recommandé de mener des recherches afin de tester ces hypothèses et de caractériser de façon adéquate les zones de mélange. Il a également estimé qu'il était important de caractériser la composition génétique dans les zones potentielles de chevauchement de l'espadon entre l'océan Indien et l'Atlantique. Cette question a été considérée importante compte tenu du développement des pêcheries sud-africaines et de l'expansion des flottilles de haute mer dans la région. Ceci dit, comme les prises obtenues dans ces zones restent relativement faibles, le Groupe a estimé que cette question était moins importante que la caractérisation de l'Atlantique Nord-est et que les recherches sur la distribution temporelle et spatiale de l'espadon de la Méditerranée dans l'Atlantique Nord-est.

Les recherches à long terme devraient comprendre l'identification des zones de délimitation et/ou de mélange. Ces informations pourraient ensuite être utilisées pour élaborer des stratégies de suivi, d'évaluation et de gestion.

Les détails suivants s'appliquent à l'obtention d'échantillons d'espadon pour les analyses de structure des stocks:

Génétique: Le Groupe a sollicité la participation des membres et non-membres pour obtenir des échantillons génétiques et a indiqué que des échantillons provenant des pays suivants seraient particulièrement utiles étant donné les efforts de pêche déployés dans les régions concernées et parce beaucoup d'entre eux possèdent des programmes actifs d'observateurs ou d'échantillonnage appliqués aux pêcheries côtières: le Brésil, le Japon, l'Islande, le Portugal et l'Espagne. Des échantillons provenant des zones côtières peuvent être collectés dans les ports voisins bien que l'on préfère les échantillonnage obtenus en mer. Les échantillons provenant d'autres régions doivent être collectés à travers les programmes d'observateurs. Le Brésil ne possède pas de programme d'observateur pour l'instant et, compte tenu de l'importance de sa participation, le Groupe lui recommande vivement de mettre en place un programme de ce type d'ici l'année prochaine. On a signalé que le Japon a commencé à détacher chaque année un petit nombre d'observateurs et que la plupart d'entre eux se trouvent à bord de bateaux opérant dans des zones tropicales où se concentre la plus grande partie de l'effort de pêche. De même, les observateurs espagnols ont été détachés sur des bateaux opérant dans des eaux lointaines comme la région équatoriale et l'Atlantique Sud. Compte tenu de la distribution des prises d'espadon et de la description des régions biologiques figurant dans le document SCRS/99/83, l'échantillonnage devrait se concentrer sur les zones suivantes: 1, 2, 6 (transit), 6 (trophique), 7 et 8 (frai). Le Comité a rappelé la recommandation de l'année dernière selon laquelle les échantillons destinés aux analyses génétiques devaient être prélevés et analysés dans les pêcheries marocaines à la limite entre les stocks de la Méditerranée et de l'Atlantique. Concrètement, un minimum de 60 à 70 individus devraient être échantillonnés chaque année, chaque trimestre et dans chaque zone (Atlantique et Méditerranée) couverte par leurs pêcheries pendant deux ans.

Autres études: L'analyse des micro-éléments a été utilisée avec succès sur d'autres poissons afin de délimiter la subdivision des stocks et la composition des stocks mélangés. Cette approche pourrait éventuellement être appliquée à l'espadon, bien que la petite taille des otolithes risque d'imposer certaines limitations quant à la faisabilité de l'échantillon sur le terrain. Par ailleurs, comme la plupart des espadons arrivent au port sous un format manipulé, le potentiel d'échantillonnage à ces endroits sera très limité. Ceci dit, il faudrait effectuer une étude pilote sur une série d'individus collectés dans des zones très éloignées les unes des autres (ex. le Pacifique et la Méditerranée) dans le but d'examiner l'utilisation potentielle de cette technique pour délimiter la subdivision des stocks et la composition des stocks mélangés dans l'océan Atlantique, la Méditerranée et l'océan Indien. En particulier, cette approche associée aux analyses génétiques pourrait être très utile pour déterminer l'étendue de la zone de mélange de l'espadon de l'Atlantique et de la Méditerranée à l'ouest de Gibraltar.

Priorités d'évaluation

Compte tenu des informations disponibles sur la structure des stocks (résumées dans le **Tableau 2**), le Groupe a établi les priorités d'évaluation suivantes:

- 1) Atlantique Nord (au nord de 5° latitude Nord)
- 2) Atlantique Sud (au sud de 5° latitude Nord)

Il est important de souligner l'importance que revêt l'adoption de mesures de gestion couvrant toute la gamme des hypothèses de stock qui sont utilisées à des fins de gestion étant donné l'incertitude associée aux postulats de structure des stocks d'espadon.

b) Prise par taille/âge (non sexées et sexées)

Le document SCRS/99/6 décrit en détails les procédures utilisées pour préparer les données de prise par taille et de prise par âge. C'est pour cette raison que nous n'en présentons ici qu'un bref résumé.

--Atlantique Nord

Le Groupe d'espèces Espadon travaille depuis près d'une dizaine d'années sur les analyses spécifiques du sexe. Conformément aux recommandations adoptées à la réunion de 1998, le document SCRS/99/83 a présenté des données de sex-ratio par taille (SRS) par zone et par trimestre. Le Groupe a décidé d'utiliser les mêmes clefs de SRS par zone/trimestre dans le document SCRS/99/83 pour tous les pays, engins et années. Le document SCRS/99/94 a comparé les estimations des prises par taille par sexe pour l'Espagne en utilisant les clefs convenues par le Groupe comparées aux estimations obtenues en utilisant directement les échantillons sexés de l'Espagne, et est arrivé à la conclusion que les différences étaient négligeables.

Sachant que les zones utilisées pour les données de SRS sont plus petites que les zones traditionnellement utilisées pour mesurer les tailles, la préparation des données de prises par taille s'est écartée de la procédure traditionnelle adoptée lors des dernières évaluations de l'espadon. Le Taïpei chinois, le Japon (SCRS/99/126) et les Etats-Unis (SCRS/99/86) ont fourni leurs propres données de prises par taille par sexe et par petite zone. Les données de prises par taille remises par l'Espagne et le Canada ont été traitées par le Secrétariat afin de les ajuster aux définitions des nouvelles petites zones. Les données de toutes les autres nations ont été préparées par le Secrétariat qui a utilisé des échantillons ou des substitutions de tailles qui s'ajustaient le plus possible ou exactement, selon l'échelle spatiale utilisée dans le rapport de chaque pays, aux définitions des nouvelles zones (voir SCRS/99/6, pour de plus amples informations).

Les prises par taille par sexe ont été converties en CAGE à travers le programme AGEIT, avec les courbes de croissance spécifique du sexe mises au point par Ehrhardt et al. (SCRS 1996, **Figure 4**):

$$l_t = 36469[1 - \exp(-0.0262 \times 1.896(t + 0.556))]^{1/1.896}$$

pour les femelles

$$l_t = 189.58[1 - \exp(-0.105 \times 2.009(t + 0.41))]^{(1/2.009)}$$

pour les mâles

(rapport entre la taille en cm LJFL et l'âge en années)

On a obtenu une CAGE combinée par sexe en combinant les jeux de données spécifiques des sexes. Les tableaux résultants sont montrés dans le **Tableau 3**. On a également préparé des tableaux par pays et engin dans le but de calculer les sélectivités partielles par engin de sorte à ajuster le modèle d'évaluation des stocks (voir point 2.f).

Le Groupe a également converti les prises par taille en CAGE en utilisant le programme AGEIT, avec la courbe de croissance "unisexe" de Gompertz qui a été utilisée dans les évaluations antérieures:

$$w_t = 305.56 \exp[-4.6235 \exp(-0.305815 t)] \text{ (poids total en livre)}$$

$$l_t = 44.2237 w_t^{0.29257} \text{ (LJFL en cm)}$$

Le tableau CAGE résultant est présenté au **Tableau 3** à titre de comparaison avec le tableau obtenu en utilisant les courbes de croissance spécifiques du sexe. La **Figure 5** montre l'impact de l'utilisation des équations de croissance spécifiques du sexe pour tirer des conclusions sur la mortalité globale du stock: l'utilisation d'équations spécifiques du sexe pour le découpage de cohortes se traduit par une plus grande accumulation de poissons dans les groupes d'âges supérieurs, et par conséquent, par des estimations inférieures du taux de mortalité, que dans le cas des équations de Gompertz.

L'extrapolation des données de taille à la prise en poids pose certains problèmes, ce qui explique le fait que le SCRS a utilisé trois rapports longueur-poids par le passé. Puisque les petites zones utilisées en créant la prise par taille pour cette évaluation couvrent les zones plus étendues de l'échantillonnage ICCAT, le Groupe a décidé d'assigner les trois rapports longueur-poids aux nouvelles zones tel qu'il avait été proposé dans le document SCRS/99/6:

Rapport:	Zone ICCAT	Nouvelle zone
DWT=4.592X10 ⁻⁶ LJFL ^{3.1370} (Turner 87)	92,92,93	92,17,93
RWT=4.203X10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2133} (Mejuto 88)	94A	91,1,3,7
RWT=3.433X10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2623} (Mejuto 99)	94B	2,4,5,6,8,9

Le Groupe a recommandé d'évaluer le bien fondé de l'utilisation de ces rapports dans les nouvelles zones.

--Atlantique Sud

La prise par taille créée dans l'évaluation de 1996 a été actualisée. Bien qu'on ait utilisé les mêmes procédures que lors des années précédentes (voir SCRS/99/6), ces données ont subi des modifications, en particulier dans le cas du Brésil après la réunion de préparation des données qui s'est tenue en 1999 à Tamandaré.

La prise par taille a été convertie en CAGE à l'aide du programme AGEIT, avec la courbe de croissance utilisée par le passé par le SCRS, qui correspond à l'équation de Gompertz développée avec des données de marquage provenant d'échantillons dans le Nord. Le CAGE pour le Sud est présenté au **Tableau 3**.

c) Taux de capture

Généralités

Le ciblage est devenu une question très importante dans la plupart des pêcheries palangrières. Certaines pêcheries (par ex. la flottille espagnole) abandonnent la pêche à l'espadon au profit d'une pêche plurispécifique, tandis que d'autres déplacent leurs efforts portant sur le requin vers l'espadon (par ex. la flottille du Brésil). Ces tendances qui consistent à modifier l'espèce ciblée risquent de fausser les estimations de la CPUE standardisée si elles ne sont pas prises en compte dans le processus de standardisation de la CPUE.

En général, on ne dispose pas de données concernant la stratégie de pêche par engin physique et/ou à une échelle fine pour effectuer une analyse quantitative du ciblage. Différentes approches ont été utilisées par le passé pour déduire le ciblage des données de capture. Ceci dit, on a constaté que certaines approches avaient faussé la tendance de la CPUE standardisée. Le rapport théorique de la "proportion des captures" utilisé comme substitut du ciblage a été débattu (SCRS/99/125) et on est arrivé à la conclusion que la proportion des captures peut produire un biais s'il existe une différence dans les tendances temporelles de l'abondance entre des espèces visées.

Certaines simulations ont été utilisées pour examiner l'effet des différentes approches permettant de déduire des informations sur le ciblage à partir des données de capture. Ces simulations ont montré que l'effet du ciblage est important et que certaines approches utilisées pour déduire le ciblage peuvent fausser les résultats dans certains scénarios (voir ci-dessous). Même si certaines approches semblent être plus acceptables que d'autres, le Groupe a estimé que ces recherches de la plus haute importance ne permettaient pas de choisir clairement les méthodes les plus appropriées pour déduire la cible à partir des données de capture. Il a donc recommandé de poursuivre les études de simulation afin d'évaluer les rendements des approches utilisées par les scientifiques du SCRS dans le cadre du Groupe de travail sur les méthodes de l'ICCAT.

Atlantique Nord

Le Groupe d'espèces a examiné les informations sur le taux de capture standardisé spécifique de l'âge dans l'Atlantique Nord, pour les pêcheries palangrières du Japon (SCRS/96/135), de la CE-Espagne (SCRS/99/56), des Etats-Unis (SCRS/99/87) et du Canada (SCRS/99/76), (**Tableaux 4, 5; Figures 6,7**). Ces séries de taux de capture ont été actualisées à partir d'analyses présentées auparavant dans le but d'inclure les informations de prise et d'effort jusque 1998.

On a élaboré deux modes de standardisation du taux de capture par âge dans le cas des séries temporelles du Japon, de l'Espagne, des Etats-Unis et du Canada: 1) les prises classées par âge à l'aide de la courbe de croissance de Gompertz pour les deux sexes combinés (unisexe); et 2) les prises classées par âge à l'aide des équations de croissance spécifique du sexe (Ehrhardt *et al.* 1996) après avoir séparé les prises par âge en utilisant le sex-ratio par clef de taille (SCRS/99/83). On a adopté la seconde approche pour fournir une base à la réalisation d'analyses d'évaluation de stocks spécifiques du sexe.

Le Groupe d'espèces a signalé que les changements observés dans les caractéristiques opérationnelles et de ciblage des diverses flottilles, tels que les modifications de cible et de stratégies

opérationnelles pour les flottilles d'Espagne (uniquement l'indice de biomasse, le ciblage n'ayant pas été considéré dans l'analyse par âge et spécifique âge/sexe), du Taïpei chinois et du Japon, ont été pris en compte dans les procédures de standardisation appliquées.

Le Groupe d'espèces a également examiné les informations sur le taux de capture qui ont été utilisées pour élaborer et actualiser l'indice de biomasse standardisé pour l'Atlantique Nord à partir de jeux de données des Etats-Unis, du Canada, du Japon, de la CE-Espagne (SCRS/99/88, **Tableau 6, Figure 7 bis**). La CE-Portugal (SCRS/99/129) et la Chine/Taïpei chinois ont présenté pendant la réunion des indices de biomasse pour leurs pêcheries respectives dans l'Atlantique Nord. Les Groupes d'espèces ont décidé d'examiner et d'évaluer ces indices avant de les inclure dans les modèles de production de biomasse. Les taux de capture de la biomasse nominale ont été standardisés en utilisant un protocole GLM comprenant l'année, la zone, le trimestre et une variable opération/pays tenant compte des différences d'engin et/ou des différences opérationnelles pouvant influencer la capturabilité de l'espadon. Une variable cible a également été incluse pour tenir compte des sorties dans lesquelles les thonidés et/ou les requins constituaient la partie la plus importante de la capture, ce qui pourrait indiquer un effort dirigé sur ces espèces.

Les indices standardisés qui ont été examinés dans le but d'être utilisés dans l'ajustement VPA et dans la modélisation de la production des stocks non équilibrés dans le cas de l'hypothèse de stocks nord-atlantiques sont montrés aux **Figures 6 et 7**. Le Groupe d'espèces a décidé d'inclure les indices suivants pour l'analyse VPA spécifique du sexe: Espagne, âges 1-9+, Canada, âges 2-9+, Japon, âges 3-9+ et Etats-Unis, âges 1-9+ (sauf les âges 1 et 2 de 1991 à 1998). Quant au modèle VPA sans distinction de sexe, on a retenu les indices suivants: Espagne (unisexe), âges 1-5+, Canada (unisexe), âges 2-5+, Japon (unisexe), âges 3-5+ et Etats-Unis (unisexe), âges 1-5+.

En 1991, les Etats-Unis ont mis en pratique une réglementation de taille minimale conforme avec la recommandation adoptée par l'ICCAT. Cette réglementation a provoqué une réduction des débarquements de poissons au-dessous de cette taille minimale dans ce pays. Dans les indices spécifiques du sexe, on a estimé que les valeurs de CPUE des débarquements de poissons d'âge 1 et 2 ont été affectées après 1990, ce qui explique qu'elles n'ont pas été utilisées dans l'ajustement des modèles d'évaluation. Les Etats-Unis ont également présenté des indices standardisés provenant du programme d'observateurs des espèces pélagiques pour les âges 0, 1 et 2 (1992-1998) (SCRS/99/87), qui n'ont cependant pas été inclus dans l'analyse VPA à cause de la brièveté des séries temporelles provenant de cette source de données. Ceci étant, la tendance récente est cohérente avec les informations sur l'indice espagnol des petits poissons. On estime que les taux de capture des petits poissons, fondés sur les registres de débarquements, dans les pêcheries espagnoles et canadiennes ne devraient pas avoir été affectés par les réglementations de taille minimale pendant la période ayant fait l'objet des analyses. Dans les indices spécifiques de l'âge/sexe, on a indiqué que les CPUE standardisées pour le groupe Mâles Plus étaient significativement supérieures aux âges antérieurs et qu'il y avait une tendance décroissante sensible entre le début des années 1980 et 1987. Ce comportement a été observé pour les indices standardisés des Etats-Unis, de l'Espagne et du Canada. Des discussions ultérieures ont indiqué que la méthode d'âge age-découpage pour les captures a tendance à accumuler un nombre important de mâles dans le groupe plus. C'est le résultat du modèle de croissance appliqué aux mâles dans lequel la longueur maximale pour l'espadon mâle est largement inférieure aux tailles maximales observées. Le Groupe d'espèces a recommandé de réexaminer et de réévaluer les modèles de croissance, en particulier pour l'espadon mâle.

Atlantique Sud

Une réunion informelle a été convoquée d'urgence avant la réunion du Groupe de travail (23-25 septembre 1999) pour terminer les calculs d'une série de CPUE standardisée pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Le Groupe a examiné le rapport de la réunion préparatoire sur les données de

l'ICCAT qui s'est tenue à Tamandaré, au Brésil (SCRS/99/19), ainsi que deux documents préparés suite aux recommandations de la réunion de Tamandaré. Ces documents présentaient la CPUE standardisée des pêcheries palangrières d'espadon du Brésil (SCRS/99/19) et de l'Espagne (SCRS/99/32) ainsi que la CPUE standardisée des prises accessoires obtenues dans les pêcheries palangrières pélagiques du Taïpei chinois et du Japon (SCRS/99/122) (**Figure 7c**).

Pêcheries visant l'espadon. La discussion portant sur la CPUE standardisée dans le cas de la pêcherie palangrière espagnole visant l'espadon (SCRS/99/32) a été brève. Le premier auteur a souligné que les données qui étaient disponibles en 1989 pour la pêcherie espagnole étaient très peu abondantes (à peine 69 registres), et provenaient pratiquement toutes de la même zone. La CPUE standardisée de l'Espagne pour la période 1990-1998, qui comprenait une variable cible issue des données de capture (SCRS/99/32), a été choisie pour servir de cas de base.

La pêcherie brésilienne a utilisé les palangres traditionnelles pour pêcher le requin. Cette flottille a récemment adopté les palangres en monofilament pour viser l'espadon. L'analyse des données obtenues sur la pêcherie palangrière du Brésil (**Tableau 7**) montre que la palangre traditionnelle a été utilisée entre 1986 et 1996 et les palangres de surface l'ont été à partir de 1994. La série de CPUE standardisée présentée dans le document SCRS/99/19 (**Figure 8**) indique une tendance croissante de 1986 à 1994 suivie d'une tendance à la baisse.

Les pêcheurs qui utilisaient l'engin traditionnel ont probablement modifié leur stratégie de pêche au fil des années dans l'espoir de maximiser leurs prises d'espadon avant de passer au monofilament. Il se peut que ce changement de stratégie de pêche ait provoqué la tendance croissante de la CPUE, qui est indépendante des variations de l'abondance de l'espadon. C'est pour cette raison qu'il est important d'inclure le changement de cible dans la GLM. Le Groupe a été informé que les données sur les prises de requin n'étaient actuellement disponibles que pour les années 1992 à 1995. L'effet de l'ajout d'une variable cible pour l'engin traditionnel de 1992 à 1995 a été étudié. Même si la série était trop courte pour être utilisée dans cette évaluation, les résultats étaient encourageants et ont montré une amélioration de l'ajustement de la GLM (**Appendice 3**). On a informé le Groupe que des informations supplémentaires sur les captures de requins étaient disponibles et pouvaient être introduites dans les évaluations futures du stock. Il a donc été décidé d'exclure les données sur les taux de capture brésiliens pour la palangre traditionnelle. La série temporelle pour la palangre de surface est actuellement trop courte et, par conséquent, ne peut pas encore être utilisée.

Pêcheries ne visant pas l'espadon. Les discussions portant sur les pêcheries ne visant pas l'espadon se sont centrées sur trois questions: les registres de prise nulle, le choix du modèle et les tendances différentes entre les zones. Il y a une proportion élevée de registres montrant une prise nulle d'espadon dans les pêcheries palangrières pélagiques du Taïpei chinois et du Japon (SCRS/99/122). Les stratégies et les engins utilisés dans chaque pêcherie sont choisis dans le but de maximiser le taux de capture de l'espèce visée (thon obèse, albacore et germon). Ces pratiques de pêche peuvent réduire la disponibilité de l'espadon dans la pêcherie et se traduire par des proportions élevées de prise nulle qui ne reflètent pas l'abondance.

Les données de prise et d'effort ont été regroupées par carré de 5° x 5°, par mois et par engin, qui ont absorbé un grand nombre de prises nulles. On a suggéré, compte tenu de ce niveau élevé de regroupement, la possibilité d'exclure les registres de prise nulle restants des analyses. Une suggestion dans le sens contraire était que cet effet ne serait sérieux que si les effets des années de l'analyse du taux de capture positif et dans la proportion des registres des prises positives étaient contradictoires.

L'effet de l'exclusion des registres de prise nulle a été testé en utilisant un modèle delta-log normal (DLN) pour estimer les tendances dans les effets année des registres de CPUE positive et dans la proportion des CPUE positives. Les effets année estimés issus des données de CPUE positive

montraient une baisse prononcée dans le temps. Bien que la tendance de la proportion des prises positives soit pratiquement stable, on a constaté un léger déclin (**Figure 9**). Le haut degré de regroupement des données pourrait réduire cette tendance dans la présence proportionnelle des registres de prises positives, et la conclusion était que les tendances n'étaient pas contradictoires. C'est pour cette raison que les registres de prise nulle ont été introduits dans l'analyse. Ceci dit, on a fait observer que l'ajout des registres de prise nulle dans la standardisation DLN donnera une tendance à la baisse plus prononcée si la tendance des taux de capture positive et de la proportion des registres de CPUE positive montrent une courbe décroissante.

La question suivante à résoudre était le choix du modèle. Les options envisagées étaient un modèle DLN et un Modèle linéaire généralisé (GLM) multiplicatif standard. Les données de CPUE du Japon provenant de la zone 10 montrent une tendance croissante dans la proportion des registres de prise nulle. Le Groupe d'espèces a par conséquent décidé, que ce jeu de données devrait fournir une comparaison adéquate entre les approches DLN et GLM. Cette discussion a porté sur la magnitude de la constante qui devait être ajoutée à la CPUE observée pour les registres montrant une CPUE nulle. Les ajustements de GLM qui ont utilisé une série de constantes (**Figure 10**) ont montré que la GLM n'était pas sensible à la magnitude de cette constante. Le Groupe d'espèces a choisi une constante unitaire pour le cas de base telle qu'elle a été utilisée dans le document SCRS/99/122. On n'a pas observé de différence marquée entre les ajustements GLM et DLN aux données japonaises pour la zone 10 (**Figure 11**) ou aux jeux complets de données après avoir introduit une interaction année*année comme effet aléatoire. Le Groupe d'espèces a estimé que la simple GLM était le modèle le plus approprié.

La dernière question était de décider s'il fallait ajuster des GLM séparées pour chaque zone ou utiliser la zone comme un facteur dans le modèle. Les deux aspects de la question étaient les suivants:

- Si l'espadon de l'Atlantique Sud ne constitue qu'un seul stock, les tendances des taux de capture pour les différentes zones seront en corrélation (en effet, cette option implique un seul stock sud panmixtique). L'ajustement d'une seule GLM au jeu complet de données, en utilisant la zone comme facteur, tiendra compte de cette corrélation. Par ailleurs, cela évitera de devoir déterminer les facteurs de pondération pour les différentes zones. Par contre, l'utilisation d'une seule GLM ferait en sorte que les différences des tendances entre les zones seraient considérées comme des différences dans l'abondance d'espadons entre les zones. Il se peut néanmoins que la plupart de ces différences soient le produit de la nature de prise accessoire des pêcheries.

- Le document SCRS/99/122 a montré qu'il y avait des différences significatives dans les tendances entre les zones. Ces différences pourraient être le résultat des bateaux de pêche suivant les espèces ciblées, c'est-à-dire qu'elles pourraient refléter les effets de la distribution de la flottille plutôt que celle de l'espadon. L'ajustement de GLM séparées implique qu'il n'y a pas de déplacement ou un déplacement limité d'espadon entre les zones. Par ailleurs, il sera nécessaire d'estimer des facteurs de pondération pour combiner les résultats de GLM séparées afin de fournir une seule série de CPUE standardisée.

On a effectué des analyses utilisant les deux options dont les résultats sont présentés à la **Figure 12**. La différence entre les GLM regroupant les zones et séparant les zones n'est pas marquée. Le Groupe a estimé que ces deux approches présentaient des avantages et des inconvénients et qu'aucune des deux n'était clairement supérieure à l'autre. Ceci dit, il n'existe pas de données de CPUE du Japon pour l'Atlantique Sud-ouest. Ceci empêchera d'appliquer une seule GLM avec une interaction zone*pays dans le modèle. Le Groupe d'espèces a donc décidé d'ajuster des GLM séparées pour chaque zone. Les GLM séparées seront ensuite combinées en utilisant la taille de chaque zone comme facteur de pondération. Le Groupe a recommandé de poursuivre les travaux pour résoudre cette question.

Un autre point de discussion était de savoir s'il fallait utiliser les CPUE standardisées du Japon et du Taïpei chinois comme une seule série combinée ou comme deux séries indépendantes. Le Groupe a décidé d'utiliser une série combinée pour le cas de base ASPIC, mais d'en tester la sensibilité en utilisant des séries séparées de CPUE.

Le Groupe s'est montré préoccupé par le fait que les pêcheries dirigées et non dirigées affectent des parties différentes de la population d'espadon. Les modèles de production excédentaire regroupés ne sont pas capables de tenir compte des sélectivités différentes. C'est pour cette raison que le Groupe a suggéré un modèle de production excédentaire structuré par âge (ASPM). L'examen des données des prises par âge par flottille a indiqué que les flottilles du Japon et du Taïpei chinois ont des courbes de sélectivité différentes, ce qui est probablement dû au fait que ces flottilles visent des espèces différentes de thonidés. Par ailleurs, les taux de capture annuels moyens nominaux et standardisés sont également différents pour cette espèce (**Tableau 8**). Il semble en outre que la courbe de sélectivité pour la flottille du Taïpei chinois ait changé en 1989. Le Groupe d'espèces a décidé d'utiliser les séries de CPUE pour le Japon, pour le Taïpei chinois avant 1989, et les séries CPUE non ciblée pour le Taïpei chinois de 1989 à 1997 dans l'ASPM.

d) Paramètres de population

Deux nouveaux articles sur l'alimentation de l'espadon ont été présentés: l'un dans les eaux des Açores (SCRS/99/92) et l'autre dans l'Atlantique Est central (SCRS/99/128).

Açores (SCRS/99/92). Cet article présente les résultats de la composition des proies et certaines caractéristiques écologiques des espèces proies prélevées dans l'estomac de 51 mâles et de 22 femelles. Les téléostéens constituaient l'espèce proie la plus importante pour les deux sexes. Aucune différence significative n'a été trouvée entre le régime alimentaire des mâles et des femelles, même si les femelles se nourrissaient davantage de céphalopodes au déplacement rapide. L'absence de ces derniers dans le régime alimentaire des mâles pourrait suggérer une certaine limitation physiologique ou une différence de comportement entre les deux sexes. S'il existe des différences spécifiques du sexe dans le choix de l'habitat, il se peut que la vulnérabilité par sexe à la palangre de surface soit également différente.

Atlantique Est central (SCRS/99/128). Une nouvelle méthode impliquant des mesures volumétriques et gravimétriques réalisées en mer du contenu des estomacs d'espadon a été présentée. Les céphalopodes et les poissons étaient les principales espèces proies, composition qui variait selon la zone géographique et la proximité de la côte. Les petits poissons comprenaient près de 25% de crustacés (crevettes décapodes). L'intensité du trophisme a également été examinée et si le pourcentage d'estomacs vides diminuait avec la taille du poisson, il n'était toutefois pas significatif. Les résultats confirment l'utilité de cette méthodologie pour l'espadon.

e) Modèles de production des stocks

Le document SCRS/99/84 présente une application d'un modèle de production généralisée non équilibrée attribué à Fletcher. Il a été démontré qu'il n'est pas toujours possible d'estimer la courbe de production en n'utilisant que les données des débarquements et de CPUE. Le document SCRS/99/84 propose trois critères, en combinant un raisonnement statistique et biologique, qui peuvent être utiles pour décider s'il faut accepter les estimations dans des cas spécifiques. Selon ces critères, le modèle généralisé obtenu pour l'espadon de l'Atlantique Nord serait rejeté en faveur du modèle logistique pour des raisons biologiques et statistiques. Même si que l'estimation directe de la forme de la courbe de production n'était pas faisable dans le cas de l'espadon nord-atlantique évalué dans le document SCRS/99/84, ceci ne signifie pas que le modèle généralisé ne peut pas être utile pour évaluer l'espadon. Compte tenu des estimations a priori de la forme du modèle, il devrait être possible d'utiliser

le même modèle sous-jacent pour estimer (par des procédures traditionnelles ou bayésiennes) les mesures de l'état du stock en fonction de la forme du modèle.

Le document SCRS/99/85 présente une approche statistique bayésienne pour évaluer les stocks à l'aide d'une fonction de production excédentaire généralisée, non équilibrée et non structurée par âge. Cet article a étendu la fonction de production excédentaire de Fletcher qui a été présentée dans le document SCRS/99/84 de sorte à éviter les valeurs infinies pour le taux intrinsèque de croissance (r) à des faibles valeurs pour le point d'inflexion dans la fonction de production excédentaire (c.à.d. valeurs inférieures à $0,37 K$). Il a également présenté une méthode démographique utilisant des données démographiques sur l'espadon pour permettre d'estimer en même temps r et le paramètre pour le point d'inflexion (n).

Méthodes

En appliquant des modèles de production à l'espadon de l'Atlantique Nord, le Groupe a utilisé le modèle dynamique ASPIC (non équilibré) que le SCRS avait déjà approuvé pour différentes espèces dont l'espadon. Les données utilisées dans la modélisation de la production ASPIC et dans les analyses de sensibilité étaient le total des prises déclarées pour l'Atlantique Nord de 1950 à 1995, y compris les rejets de poissons morts (**Tableau 1**) et l'indice de biomasse de CPUE présenté dans le document SCRS/99/88 (voir point 2.c, **Tableau 6** et **Figure 7b**). Le modèle a également été formulé comme dans les évaluations de 1994 et 1995, avec la biomasse (initiale) de 1950 limitée de sorte à égaliser $1,75 \times B_{pme}$ (équivalant à $0,875 \times K$). Lors de l'évaluation de 1994, 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. Le Groupe a décidé de structurer le modèle de sorte à comprendre deux pêcheries, l'une représentant les flottilles ayant un modèle de sélectivité 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 2 pêcheries ont été modélisées. Les données des prises (1957-1998) et de CPUE appliquées dans cette formulation de modèle sont indiquées au **Tableau 9**. Le modèle a été formulé pour assumer que la biomasse initiale était égale à la capacité maximale au début de 1957 ($K = 2 \times B_{pme}$ dans cette formulation). Le Groupe a décidé de faire divers passages ASPIC pour évaluer la fiabilité de l'indice de biomasse obtenu dans les pêcheries non dirigées étant donné l'existence d'incertitudes dans l'indice provenant des pêcheries non dirigées tel que l'a montré le point traitant de la CPUE. Les prises pour les pêcheries dirigées et non dirigées sont calculées pour l'analyse ASPIC et sont montrées aux **Tableaux 9a** et **9b**. Le Groupe a classé les prises de l'Espagne, du Brésil, du Brésil-Etats-Unis, du Brésil-Espagne, 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. Les prises des pêcheries non dirigées ont ensuite été divisées entre les prises au nord et au sud de 10 degrés Sud pour les passages de sensibilité mentionnés plus bas (**Tableau 9b**).

Une série de passages de sensibilité ont également été exécutés pour les évaluations ASPIC de l'espadon de l'Atlantique Sud. Ces analyses ont mis en oeuvre différentes combinaisons de modèles de taux de capture fondées sur les discussions qu'a eues le Groupe (voir point Taux de capture).

Le Groupe a également mené des analyses supplémentaires afin d'explorer les effets de la prise en compte de fonctions de production excédentaire aux formes différentes et a appliqué l'approche statistique bayésienne pour évaluer le stock en utilisant une fonction Schaefer et une fonction de

production excédentaire généralisée qui ont été décrites dans le document SCRS/99/85. 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 qui applique un taux de mortalité continu par pêche durant toute l'année. La distribution conjointe a priori pour les paramètres r et n issue du document SCRS/99/85 a été utilisée comme étant la distribution a priori de référence. Pour le stock nord, il s'agissait d'une distribution t bimodale avec des médianes pour r et n de 0,41 et 1,39 (correspondant à un point d'inflexion d'environ 0,43 K). Pour le stock sud, il y avait une distribution t bimodale avec des médianes pour r et n de 0,405 et 1,38 (correspondant à un point d'inflexion d'environ 0,43 K). Les CV a priori pour ces paramètres étaient 0,49 et 0,33 pour le stock nord et 0,44 et 0,34 pour le stock sud. Comme il y avait une certaine incertitude quant à la distribution a priori la plus appropriée pour n , on a également appliqué les effets de l'essai de différentes valeurs médianes pour n (allant de 0,1 à 0,6) et une distribution a priori plus plane pour n avec 10 fois la variance comme distribution a priori de référence. La distribution a priori de référence pour la biomasse initiale dans les passages des stocks du nord et du sud avait les mêmes valeurs moyennes, comme cela avait été postulé dans les passages de l'ASPIC de référence, et un CV de 0,25. Un modèle de production Schaefer qui a utilisé les mêmes distributions informatives a priori pour r a également été appliqué dans l'évaluation bayésienne. Dans le modèle Schaefer également, on a évalué une distribution a priori plane pour r et la valeur de biomasse initiale a été fixée aux valeurs de référence pour les passages ASPIC. Les mêmes données de capture et des 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 n'avaient pas montré d'effets structurés par âge qui pourraient être importants, tels que les différences de sélectivité entre les pêcheries dirigées et celles pratiquant les prises accessoires. C'est pour cette raison que le Groupe a réalisé un passage ASPM pour l'Atlantique Sud en tant qu'analyse de sensibilité. La simple approche proposée par le Groupe 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, on a essayé une approche *ad-hoc*, qui se fonde sur une analyse courbe/capture, dans le but d'obtenir des estimations de la sélectivité. L'algorithme appliqué était le suivant:

A. Avec le CAGE total (voir point 2):

- 1) Calculer les proportions de capture par âge pour chaque année, p_{ay}
- 2) Calculer une moyenne actuelle sur 3 ans de p_{ay}

$\bar{p}_{ay}$, (pour tendre à l'équilibre)

- 3) Retourner

$\bar{p}_{ay}$ à l'âge pour les âges 5 à 10 (courbe de capture).

- 4) Prédire les proportions de capture (

$\hat{p}_{ay}$) pour tous les âges fondés sur la régression.

- 5) Calculer la sélectivité comme $s_{ay} = \exp[$

$\bar{p}_{ay} - \hat{p}_{ay}]$

B. Pour une pêcherie donnée:

- 1) Calculer la prise partielle de la pêcherie par rapport à la prise total $r_{ayg} = c_{ayg} / \sum_g c_{ayg}$
- 2) Multiplier r_{ayg} par s_{ay} (sélectivité de distribution par pêcherie)

3) Remettre à l'échelle le produit obtenu comme s_{ay} .

Le Groupe a examiné les estimations obtenues pour la sélectivité spécifique aux pêcheries pour l'Espagne LL, le Japon LL, le Taïpei chinois LL et les autres pays. Il a été décidé d'utiliser la moyenne des estimations pour la période complète et pour toutes les pêcheries, sauf pour celle du Taïpei chinois LL, qui a été divisée en deux périodes, 1978-1998 et 1989-1998. Les modèles de sélectivité obtenus sont présentés au **Tableau 10**.

Comme les estimations de la capturabilité de l'ASPM sont liées aux sélectivités d'entrée, l'indice du Taïpei chinois (SCRS/99/34) a été introduit sous la forme de deux séries séparées pour les périodes 1968-1988 et 1989-1998. Les indices japonais (1975-1998) (SCRS/99/33) et espagnol (1990-1998) (SCRS/99/32) ont retenu les mêmes sélectivités pour toutes les années. Les séries de capture, à partir de 1957, incluaient ces pêcheries en plus d'une pêcherie "Autre" comprenant le reste des débarquements totaux.

Atlantique Nord

ASPIC: Les résultats du cas de base de l'Atlantique Nord, considérés par le Groupe comme étant les meilleures estimations, sont présentés au **Tableau 11** et à la **Figure 13**.

S'agissant d'une analyse de sensibilité, le Groupe a examiné les résultats du modèle de production ajusté aux données des prises révisées et de CPUE jusque 1995 afin d'évaluer le changement potentiel pouvant affecter l'évaluation suite aux révisions des données et au traitement analytique utilisé. L'effet rétrospectif de l'inclusion de données actualisées et révisées dans l'analyse est présenté à la **Figure 13a**. Si les révisions et les traitements de données utilisés dans cette analyse avaient été disponibles en 1996, l'évaluation du stock serait restée pratiquement inchangée. L'ajout des prises supplémentaires et des données de CPUE de la période 1996-1998 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.

Résultats de l'analyse bayésienne:

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 (indiqués entre parenthèses en pourcentage) de différentes quantités ont été calculés pour le stock nord et sud et sont montrés au **Tableau 12**. Les résultats sont brièvement commentés en premier lieu pour le modèle de Schaefer.

(1) Modèle de Schaefer. Dans les distributions de probabilité a priori de référence, l'estimation a priori pour r de 0,42 (27) était semblable à la distribution a priori, si ce n'est que le CV a posteriori était environ la moitié du CV a priori (0,49). Lorsqu'une distribution plane a priori a été utilisée pour r , l'estimation a posteriori, 0,33 (62), ne différait pas beaucoup si ce n'est que la distribution a posteriori était nettement plus plane. Ceci suggère que le modèle de production ajusté aux données du taux de capture donnait une estimation de r relativement cohérente avec les résultats de l'analyse démographique qui déterminait la distribution a priori de r . L'estimation de référence pour la PME était 13.000 (6), ce qui ne différait pas beaucoup du cas avec les distributions planes a priori. L'estimation de B_{99}/B_{pme} était de 0,66 (25). Une série de changements dans d'autres distributions a priori affectaient davantage les résultats lorsque la distribution a priori pour r était plane que lorsqu'elle avait un caractère informatif, mais changeaient relativement peu les tendances centrales des quantités clefs dans les deux cas. Les intervalles de confiance bayésiens de 80% quant à la biomasse du stock entre 1950 et 1999 suggèrent un ajustement raisonnable du modèle aux données et des postulats statistiques

raisonnables étant donné que la plupart des données révisées de CPUE se trouvent dans les limites (**Figure 14**). C'était le cas dans chaque test de sensibilité bayésienne qui a été examiné.

(2) Modèle Fletcher-Schaefer. Les résultats détaillés figurent également au **Tableau 12** et à la **Figure 14**. Les résultats obtenus dans les distributions de probabilité a priori de référence sont semblables à ceux qui avaient été obtenus dans le modèle bayésien de Schaefer. L'estimation du point d'inflexion, 0,40 K (2), était cependant légèrement inférieure à celle de la distribution a priori (médiane = 0,43). Ceci a produit une estimation plus élevée de l'état du stock par rapport à B_{pme} que celle qui a été obtenue dans le modèle de Schaefer. C'est ainsi que B_{99}/B_{pme} s'est élevée à 0,79 (22). En outre, l'estimation de B_{pme} était sensiblement inférieure avec le modèle Fletcher-Schaefer. Par contre, l'estimation de PME et de l'épuisement du stock par rapport à la capacité maximale étaient très semblables dans les deux modèles et lorsque différentes distributions a priori étaient appliquées. Lorsque différentes valeurs médianes a priori ont été essayées pour le paramètre qui détermine le point d'inflexion, les estimations a priori du point d'inflexion dans tous les cas étaient relativement semblables aux estimations a priori. Ceci dit, les médianes a posteriori pour les valeurs médianes supérieures a priori pour ce paramètre étaient plus basses. Par exemple, lorsque la médiane a priori était de 0,6K, la moyenne a posteriori était de 0,51 (11). Cet écart diminuait au fur et à mesure que la médiane a priori baissait. Par contre, pour les valeurs médianes a priori les plus basses - par exemple 0,1K et 0,2K - les moyennes a posteriori s'approchaient des estimations a priori. De même, lorsque la valeur a priori de référence pour n était aplanie, la valeur médiane a posteriori baissait à 0,30 (25) depuis la valeur a posteriori de 0,43 (33).

Atlantique Sud

Le cas de base pour l'indice de biomasse des pêcheries non dirigées est l'indice du pays combiné avec le GLM séparé par zone, qui est identique au cas 3 dans le document SCRS/99/122 avec les données actualisées de Tâche II de 1997 pour le Taïpei chinois. Les valeurs de l'indice ne sont pas complètes dans les années 1976 à 1983. Le Groupe a décidé de réaliser sept passages de sensibilité ASPIC pour les différents indices de biomasse de la pêche non dirigée comme le montre le **Tableau 13**, en plus des passages de sensibilité pour le ratio B1 avec la CPUE du cas de base. L'option 1 pour l'indice de biomasse des pêcheries non dirigées est l'indice du pays combiné avec le GLM séparé par zone, comme dans le cas de base, mais les valeurs manquantes de l'indice dans les années 1976 à 1983 ont été extrapolées en appliquant la méthode du cas 2 du document SCRS/99/122. L'option 2 pour l'indice de biomasse des pêcheries non dirigées comprend les indices qui ont été développés séparément pour les zones tropicales et tempérées. La zone tropicale regroupe les zones 11 et 12 qui sont montrées dans le document SCRS/99/122, et la zone tempérée regroupe les zones 7, 8, 9 et 10. Certains indices manquent dans la zone tropicale pendant les années 1976 à 1983. L'option 3 est l'indice de biomasse combiné par pays qui a été développé par la seule GLM dans lequel l'interaction année*zone est traitée comme l'effet aléatoire. L'option 4 représente les indices de biomasse séparés par pays, qui ont été développés par la même méthode que dans le cas de base. Il y a des indices manquants pour les deux pays qui pratiquent des pêcheries non dirigées comme le montre le **Tableau 13**. L'option 5 est l'indice de biomasse combiné par pays qui a été développé en appliquant la même méthode que dans le cas de base, dans lequel les zones 11 et 12 dans les eaux tropicales sont combinées en une seule zone afin d'éliminer les indices manquants dans la période 1976-1983. L'option 6 représente les indices séparés par pays qui ont été développés par la même stratification zonale que dans l'option 5. L'option 7 représente également les indices séparés par pays qui ont été développés par une seule GLM, dans lequel l'interaction année*zone est traitée comme l'effet aléatoire. Les indices dans l'option 7 sont identiques aux indices utilisés dans l'analyse ASPM pour le stock de l'Atlantique Sud. Les valeurs des indices pour chaque option sont montrées dans le **Tableau 13**. Les principales différences dans la tendance des indices de biomasse des différentes options se sont produites dans la période comprise entre 1976 et 1983 lorsque les observations dans les eaux tropicales étaient insuffisantes pour les pêcheries non dirigées.

Les résultats des passages ASPIC avec les indices de biomasse pour ces options sont présentés au **Tableau 14** (voir également **Tableau 15**). Tous les passages ASPIC ont été réalisés avec la contrainte sous forme de ratio de biomasse en 1952 (ratio B1) égale à la capacité maximale (K), sauf pour les essais de sensibilité du cas de base où le ratio B1 a été fixé à 1,5 et 2,5. Les options 4 et 7 n'ont pas donné de résultats offrant une bonne convergence. 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 (Japon et Espagne).

Les trajectoires de la biomasse observée et des indices de biomasse observés pour les pêcheries dirigées et non dirigées sont illustrées au **Tableau 15**. Tous les résultats offrant des passages convergents ont expliqué les trajectoires des indices de biomasse qui ont également été observés dans les années 1990. Il existe cependant des différences de trajectoire entre la biomasse estimée et les indices de biomasse observés de la pêcherie non dirigée, en particulier dans la période allant de la fin des années 1970 à la fin des années 1980. Tous les passages ne pouvaient pas suivre parfaitement la tendance de l'indice de biomasse observé pendant cette période, en partie à cause de la contrainte du ratio B1. 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 pendant 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 passages de sensibilité pour le ratio B1 avec l'indice de biomasse dans le cas de base montrent que le ratio le plus faible de B1 (1,5) était sensible aux résultats, en particulier pour le taux de croissance intrinsèque, mais que le ratio le plus élevé de B1 (2,5) permettait d'obtenir des résultats semblables à ceux obtenus dans le cas de base avec le ratio B1 établi à 2. Il y avait moins de variabilité dans le B-ratio estimé dans la fourchette de 1,0 à 1,3 parmi les passages de sensibilité, comparés à d'autres résultats estimés tels que r , K , et le F-ratio, qui fluctuaient considérablement d'une option à l'autre.

Les trajectoires de la biomasse et de la mortalité par pêche obtenues dans le cas de base sont montrées à la **Figure 16**. Le B-ratio a diminué de façon progressive jusqu'à la fin des années 1980, tendance qui s'est accrue dans les années 1990. Le F-ratio a commencé à augmenter de façon substantielle à partir du milieu des années 1980, mais a diminué à partir de 1996, ce qui reflète une tendance à la baisse des captures depuis 1996 comme le montre le **Tableau 9a**. La tendance décroissante du B-ratio s'est atténuée les deux dernières années, ce qui coïncide avec la tendance de l'indice de biomasse de la pêcherie dirigée. Par contre, la tendance de l'indice de biomasse de la pêcherie non dirigée montre une tendance clairement décroissante pour la même période. C'est pour cette raison qu'il existe une incertitude dans la tendance de la biomasse observée ces dernières années, même si la tendance entre les pêcheries dans les années 1990 est cohérente.

On constate des fluctuations considérables dans les estimations des passages de sensibilité comme le montre le **Tableau 14**. Ces différences proviennent principalement des écarts existant dans la tendance de la CPUE des pêcheries non dirigées qui sont le résultat des différents traitements des données dans la standardisation des CPUE. Il subsiste de grandes incertitudes dans les résultats de l'analyse ASPIC pour le stock d'espadon de l'Atlantique Sud.

Bayésienne: (1) Modèle de Schaefer. Les résultats détaillés figurent au **Tableau 16** et à la **Figure 17**. Dans les distributions de probabilité a priori de référence, l'estimation a priori pour r de 0,42 (23) était semblable à la distribution a priori, si ce n'est que le CV a posteriori était environ la moitié du CV a priori (0,44). Lorsqu'une distribution plane a priori a été utilisée pour r , l'estimation a posteriori, 0,44 (74), était semblable et la distribution a posteriori était nettement plus plane.

L'estimation de référence pour la PME était de 18.000 (24) et était inférieure à l'estimation donnée dans le cas avec les distributions planes a priori, principalement parce que l'estimation moyenne a posteriori de K était nettement plus élevée avec les distributions planes a priori. L'estimation de B_{99}/B_{pme} était de 1,3 (16).

(2) Modèle Fletcher-Schaefer. Les résultats détaillés figurent également au **Tableau 16** et à la **Figure 17**. Les résultats obtenus dans les distributions de probabilité a priori de référence sont semblables à ceux qui avaient été obtenus dans le modèle bayésien de Schaefer. L'estimation du point d'inflexion, $0,42 K$ (12), était semblable à la médiane de la distribution a priori. Ceci a produit une estimation plus élevée de l'état du stock par rapport à B_{pme} que celle qui a été obtenue dans le modèle de Schaefer. C'est ainsi que B_{99}/B_{pme} s'est élevée à 1,5 (17). En outre, l'estimation de B_{pme} était sensiblement inférieure avec le modèle Fletcher-Schaefer. Par contre, l'estimation de la PME et de l'épuisement du stock par rapport à la capacité maximale était très semblable dans les deux modèles et lorsque différentes distributions a priori étaient appliquées. De même, lorsque la valeur a priori de référence pour n était aplanie, la valeur médiane a posteriori baissait légèrement à 0,37 (36) depuis la valeur a posteriori de 0,43 (34).

f) Analyses des populations virtuelles

Des analyses de population virtuelles ont été menées sous le postulat du stock de l'Atlantique Nord. Le logiciel utilisé est basé sur la structure ADAPT, mais il permet de modéliser les deux sexes séparément et incorpore un terme dans la fonction objective qui pénalise les solutions où le ratio prévu des recrutements mâle et femelle diffère de 1 (pour plus de détails, consulter le document de travail SCRS/99/51). Un deuxième programme, élaboré indépendamment pendant la réunion, a produit des résultats essentiellement identiques au premier programme, ce qui confirme l'intégrité des calculs du logiciel et la saisie correcte des données. En outre, l'évaluation antérieure du cas de base de 1996 a été dupliquée avec succès.

Deux jeux d'analyses VPA ont été réalisés, l'un se servant de données spécifiques du sexe (suivant la recommandation formulée lors de l'évaluation précédente), et l'autre dérivée sans distinction de sexe.

VPA spécifique du sexe (cas de base)

Méthodes

Des analyses de population virtuelles ont été menées en utilisant des données de prise par âge dérivées de la prise par taille à l'aide d'équations de croissance spécifiques du sexe (voir **Tableau 3**). La VPA a été calibrée à l'aide de 66 indices du taux de capture (33 pour chaque sexe): âges 1 à 9+ pour les flottilles palangrières espagnole et américaine, âges 2 à 9+ pour la flottille palangrière canadienne, et âges 3 à 9+ pour la flottille palangrière japonaise (**Tableau 4, Figure 6**). Le modèle a été exécuté de 1978 à 1998 avec dix groupes d'âge (âge 0 à 9+) pour les femelles et six groupes d'âge (0 à 5+) pour les mâles. Etant donné l'impossibilité de déterminer de manière fiable l'âge des poissons de plus de 5 ans, un groupe plus a été utilisé pour les mâles plus jeunes.

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) pour les mâles 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. Le F-ratio des femelles a été fixé à 1.0 en raison du groupe plus le plus âgé (9+). Au cours de la dernière année, le taux de mortalité par pêche a été initialement estimé pour tous les âges, sauf le dernier (qui est modelé par le F-ratio). Toutefois, le taux de mortalité par pêche de l'âge 0 a fait l'objet d'une estimation insuffisante et a donc été établi à la valeur estimée pour l'âge 1. Les résultats VPA n'ont

pas été sensibles au traitement de l'âge 0 la dernière année, sauf bien entendu pour l'estimation correspondante du recrutement la dernière année, qui a été ignorée.

Afin d'évaluer la variabilité de l'ajustement des indices à la prise par âge à travers le modèle VPA, une analyse d'itération 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 250 jeux de nouveaux points d'indice. La VPA a ensuite été appliquée à chacun des 250 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 et par sexe du cas de base figurent aux **Tableaux 17 à 19**. Les estimations du recrutement femelle (âge 0) fluctuent généralement entre 390.000 et 550.000 poissons, sauf pour l'année 1997 qui a enregistré un chiffre de plus de 725.000 (**Figure 18**). De même, les estimations du recrutement mâle fluctuent entre 320.000 et 450.000 spécimens, l'année 1997 affichant une hausse d'environ 580.000 poissons. Les estimations d'abondance des femelles 5+ diminuent régulièrement, passant de 268.000 en 1978 à 101.000 en 1998 (**Figure 19**). Les estimations pour les mâles 5+ ont affiché une tendance similaire, le nombre de spécimens passant de 308.000 en 1978 à 114.000 en 1998.

Bien que variable, le taux de mortalité par pêche de tous les âges manifeste une tendance générale à la hausse, atteignant son point culminant ces dernières années à 0,39/an pour les mâles (d'âge 3) et 0,61/an pour les femelles (d'âge 9+). Il semblerait que le taux de mortalité par pêche des femelles ait quelque peu augmenté ces deux dernières années, tandis que celui des mâles aurait diminué, mais ces valeurs ne font pas l'objet d'une estimation aussi satisfaisante que celles correspondant aux années précédentes. La courbe de sélectivité estimée des mâles et femelles manifestait une tendance plus ou moins plane (mais se reporter aux essais de sensibilité examinés ci-après).

La **Figure 20** montre les ajustements VPA aux indices d'abondance. En général, les résultats VPA semblent calculer de façon adéquate la variation moyenne des indices. Les indices ont tendance à être plus variables pour les âges 1 et 2 des deux sexes. En outre, le groupe a noté que le modèle fournissait un ajustement médiocre aux divers indices pour les femelles plus âgées (âge 8 et 9+), étant donné que les tendances indiquées par ces indices diffèrent l'une de l'autre, rendant ainsi la vraie tendance incertaine. Au nombre des facteurs pouvant contribuer à cette incertitude, on peut signaler la mesure dans laquelle l'indice japonais de 1978 traque l'abondance, et le degré des sous-déclarations éventuellement faites pendant les restrictions américaines sur la teneur en mercure dans les années 1970.

Les estimations médianes de l'analyse d'itération 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 d'itération 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 (voir la section 2i relative à l'incertitude).

Des essais de sensibilité menés par le groupe d'évaluation en 1996 ont révélé que les résultats pour l'ensemble de la période de la VPA étaient sensibles à d'autres postulats sur les F-ratios spécifiés. Trois essais de sensibilité ont été réalisés pour examiner cette question dans le cadre de l'évaluation actuelle.

1) F-ratio établi à 1.0: dans cet essai, le groupe plus des mâles et des femelles a été établi à l'âge 5 et le F-ratio a été fixé à 1 pour toute la série temporelle, imposant ainsi une courbe de sélectivité à la tendance plane pour les deux sexes. Les tendances de l'abondance et de la mortalité par pêche étaient semblables au cas de base.

2) Estimation d'un F-ratio unique pour les mâles: dans cet essai, le groupe plus des mâles et des femelles a été une fois de plus établi à l'âge 5, mais le F-ratio des mâles a été estimé par un seul paramètre représentant toutes les années. Le F-ratio estimé était 0.58, ce qui indique une courbe de sélectivité en cloche au lieu de plate pour les mâles. Les estimations du taux de mortalité par pêche étaient sensiblement plus faibles pour tous les âges; proportionnellement, le taux d'abondance était plus élevé. Un essai de ratio de probabilité a montré que si l'on évaluait le F-ratio (au lieu de le fixer à 1.0), l'ajustement aux indices d'abondance en était considérablement amélioré (probabilité logarithmique de 396.39 par rapport à 384.31 pour l'essai 1 ci-dessus). Ce résultat semble suggérer que les données indiquent une courbe de sélectivité en cloche pour les mâles, mises à part les difficultés à déterminer l'âge des mâles de plus de 5 ans. Néanmoins, l'ajustement des indices fournis par le cas de base, avec des estimations de F-ratios proches de 1.0, s'est révélé encore meilleur (probabilité logarithmique de 400.36).

3) Groupe plus mâle établi à 9: le troisième essai de sensibilité a utilisé des données avec le groupe plus établi à l'âge 9 et le F-ratio fixé à 1.0 pour les deux sexes. Les estimations des femelles ont bien entendu été les mêmes que pour le cas de base. Toutefois, les estimations du taux de mortalité par pêche des mâles ont indiqué une courbe de sélectivité en cloche, avec des implications semblables à celles de l'essai de sensibilité 2, c'est-à-dire un taux de mortalité par pêche plus bas pour tous les âges (sommet de 0.27 contre 3.9 pour le cas de base) et proportionnellement un taux d'abondance plus élevé.

Un quatrième essai de sensibilité a été effectué en utilisant le groupe d'âge 9+ pour les mâles et les femelles, assorti d'une légère contrainte imposée pour que les recrutements mâle et femelle se ressemblent davantage. Or, celle-ci a eu très peu d'effet sur les estimations, étant donné que les recrutements mâle et femelle se ressemblaient déjà fortement sans la contrainte. Pour le cas de base, toutefois, les estimations du recrutement mâle étaient inférieures d'environ un tiers aux estimations correspondantes du recrutement femelle. Malheureusement, le logiciel disponible à la réunion a été dans l'impossibilité de concilier différents groupes plus pour chaque sexe; de ce fait, l'effet de la contrainte sur le cas de base n'a pu être examiné.

Un dernier essai de sensibilité a été réalisé en utilisant l'approche séparable, spécifique du sexe, telle que décrite dans le document SCRS/99/51, avec le même jeu de données que celui utilisé avec l'approche ADAPT dans l'essai de sensibilité 3 (mâles et femelles d'âge 0 à 9+). Les estimations annuelles du recrutement d'âge 0 ont été établies de manière identique entre les sexes. La mortalité par pêche annuelle, la structure initiale de la population, et deux jeux de courbes de sélectivité (un pour chaque période 1978-1990 et 1991-1998) ont fait l'objet d'estimations distinctes par sexe. L'ajustement du modèle aux indices d'abondance, les prises totales et les proportions des prises se sont avérés raisonnablement bons. Les résultats du modèle sélectionné sont fournis à la **Figure 21**. Ils concordent généralement avec les résultats VPA, sauf dans la mesure où l'estimation de la courbe de sélectivité des femelles était en cloche à des âges plus élevés, et le taux de mortalité par pêche était légèrement plus bas (entraînant des estimations plus élevées de la biomasse du stock reproducteur les premières années).

VPA sans distinction de sexe

Le groupe a examiné les effets des modifications survenues dans les prises par âge et les indices d'abondance en menant une évaluation analogue au cas de base de 1996.

Méthodes

La prise par âge unisexe a été dérivée de la prise par taille en utilisant la courbe de croissance Gompertz (**Tableau 3**). Des indices de taux de capture unisexe (**Tableau 3**) ont été pareillement élaborés pour le Canada (âges 2-5+), le Japon (âges 3-5+), l'Espagne (âges 1-5+) et les Etats-Unis (âges 5+). Le modèle VPA a été exécuté de 1978 à 1998 avec cinq groupes d'âge (âge 1 à 5+). Le F-ratio a été établi à 1.0 pour la période 1988-1998 et estimé pour les périodes 1978-1982 et 1983-1987. Le taux de mortalité par pêche la dernière année a été estimé pour les âges 1, 2, 3 et 4 (âge 5 modélisé par le F-ratio).

Résultats

Les estimations résultantes du recrutement et de la biomasse du stock reproducteur (en supposant une maturité en arrête vive d'âge 5) se sont révélées assez similaires pour les années de chevauchement (**Figures 22 et 23**). Les différences dans la biomasse du stock reproducteur observées au début de la période considérée semblent être dues à des différences apparues dans l'estimation du F-ratio de 1978 (1978-1982).

Conclusions générales des VPA

L'analyse VPA du cas de base des données de prise sexées indique que le recrutement féminin d'âge 0 a fluctué entre 390.000 et 550.000 poissons, avec une hausse de plus de 725.000 poissons en 1997, et que le recrutement mâle a également fluctué entre 320.000 et 450.000, avec une hausse d'environ 580.000 en 1997. Depuis 1978, l'abondance de poissons plus gros (5+) est en déclin, et a chuté en 1998 à environ un tiers du niveau de 1978. Les estimations du cas de base du taux de mortalité par pêche de l'espadon mâle marquent généralement une tendance ascendante dans le temps, exception faite des deux dernières années qui ont montré de signes de diminution. De même, les estimations correspondantes de l'espadon femelle manifestent généralement dans le temps une tendance à la hausse (sauf pour les âges 8 et 9, qui fluctuent); ces dernières années enregistrent même une hausse considérable. La VPA des données non sexées indique une tendance similaire, avec toutefois une magnitude globale de l'abondance généralement plus faible, et une magnitude plus élevée de mortalité par pêche.

La VPA avec un groupe plus à l'âge 5 pour les mâles et à l'âge 9 pour les femelles a été désignée comme le cas de base du fait que le groupe a estimé que les équations de croissance actuelles spécifiques du sexe n'étaient pas adéquates pour déterminer l'âge des grands mâles. Néanmoins, le groupe a reconnu que la courbe de sélectivité en cloche estimée avec le groupe plus d'âge 9 serait possible si les grands mâles et les jeunes mâles étaient répartis différemment, et il a recommandé que cette question soit examinée plus avant.

g) Production par recrue et reproducteurs par recrue

Le groupe a examiné la production par recrue et la biomasse reproductrice par recrue uniquement pour les femelles, et pour les mâles et les femelles ensemble. La biomasse reproductrice par recrue (SPR) a été calculée pour indiquer quelle fraction du stock vierge serait présente dans des conditions d'équilibre à divers taux de mortalité par pêche. L'information sur la biomasse reproductrice par recrue s'est fondée uniquement sur le stock reproducteur femelle en partant de l'hypothèse que les mâles ne constitueraient pas un facteur limitatif du succès reproductif de l'espadon.

La production par recrue et les analyses de projection ont, dans la mesure du possible, utilisé les mêmes données 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 spécifiques du sexe du cas de base en faisant la moyenne géométrique du taux de mortalité par pêche des trois dernières années. La moyenne

géométrique du taux de mortalité par pêche a ensuite été normalisée en divisant les deux sexes par la valeur la plus élevée (**Tableau 20**). Le poids par âge a été dérivé de la prise par âge pour les âges 0-8 en 1998 et des courbes de croissance Erhardt et *al* (1996) pour les âges 9 jusqu'à l'âge maximum analysé (40). La maturité par âge par sexe a été estimée en déterminant la maturité par longueur pour la prise par taille par sexe à l'aide de l'équation de maturité par taille d'Arocha (Arocha 1997), et en déterminant l'âge de la prise à l'aide des équations d'Ehrhardt et *al*. (**Tableau 20**).

Pour les femelles, le taux de mortalité par pêche auquel la production par recrue a été maximisée (F_{max}) a été 0.36 et $F_{0.1}$ 0.16, tandis que pour les femelles et mâles combinés, F_{max} et $F_{0.1}$ ont été 0.52 et 0.22 respectivement (**Tableau 21** et **Figures 24** et **25**).

Seules les courbes de croissance et de sélectivité femelles ont été utilisées pour évaluer le stock reproducteur en postulant que pour l'espadon de l'Atlantique Nord les mâles ne constituaient pas un facteur limitatif. Un taux de mortalité par pêche de 0.18 donnerait $SPR_{30\%}$ (**Tableau 21** et **Figure 26**). Pour de nombreux stocks dépourvus de courbe de croissance et de sélectivité dimorphique sexuelle, $F_{0.1}$ est souvent utilisé pour substituer $SPR_{30\%}$. Or, pour l'analyse de femelles et mâles combinés, $F_{0.1}$ a dépassé $F_{30\%spr}$ (**Tableau 21**), parce que $SPR_{30\%}$ a été dérivé uniquement pour les femelles. Pour maintenir la cohérence entre les points de référence de production par recrue et de reproducteurs par recrue, le groupe a choisi de fournir des avis de gestion à partir des analyses par recrue fondées uniquement sur les femelles.

h) Projections et schémas de récupération

Atlantique Nord

La plupart des passages de modèles pour la population d'espadon de l'Atlantique Nord estiment que la biomasse actuelle se situe en deçà du niveau de la PME, et que la mortalité par pêche (F) est au-dessus de F_{PME} . Par conséquent, les projections ont été faites avec une large gamme de modèles, et plusieurs options de récupération ont été explorées.

Pour toutes les projections, les captures de 1999 ont été estimées à 11.800 TM, soit la limite de capture de 10.700 TM de 1999 plus 10% pour tenir compte des excédents. Ce chiffre est identique aux niveaux relevés ces deux dernières années. On a examiné des politiques de ponction constante avec des prises (excédents compris) de 0 TM, 2.000 TM, 4.000 TM, 8.000 TM, 10.000 TM, 10.700 TM (limite de capture actuelle), de 11.800 TM (estimation de la capture au statu quo) et de 12.000 TM, et un taux de ponction constante à F_{PME} .

Modèles de production (ASPIC)

Des projections de la population par bootstrap ont été exécutées au moyen du modèle ASPIC du cas de base (voir section g). La population a été projetée 10 ans dans le temps (jusqu'en 2009), avec pour postulat les politiques de ponction définies ci-dessus. La version ASPIC disponible à la réunion n'a pas pu calculer des projections sur plus de 10 ans.

La **Figure 27** indique les trajectoires de population médianes. Les ponctions totales inférieures ou égales à 10.700 TM entraînent la hausse de la trajectoire médiane, tandis que les ponctions estimées au statu quo (de 11.800 TM) provoquent la baisse de la trajectoire médiane. L'incertitude associée à ces estimations est récapitulée au **Tableau 22** qui montre la probabilité estimée de dépasser le B/B_{PME} indiqué chaque année pour chaque scénario de ponction spécifique. La ponction au statu quo de 11.800 TM aurait une faible probabilité de rétablissement du stock; il n'y avait que 25% de chance que B/B_{PME} dépasse 1.09 en 2004. Il y avait 50% de chance que la population représente 59% ou plus de

B/B_{PME} en 2004, ce qui signifie qu'il y a 50% de chance que la population représente moins de 59% de B_{PME} .

La Commission a souhaité examiner des scénarios de rétablissement susceptibles de permettre un rétablissement d'au moins 50%, aux niveaux de la PME dans 5, 10 ou 15 ans. En vertu du modèle ASPIC baseline, une prise totale de 7.000 TM aurait 50% de chance d'atteindre B/B_{PME} de 0.95 dans 5 ans (**Tableau 22**). En supposant que les excédents continuent de dépasser le quota de 10%, cela correspondrait à une limite de capture de 6.360 TM. Si l'on veut une probabilité de rétablissement dans 10 ans égale ou supérieure à 50%, une prise totale de 10.000 TM (limite de capture de 9.090 TM avec excédents) aurait 50% de chance d'atteindre B/B_{PME} de 1.07 en 2009. Une ponction totale de 10.700 TM (correspondant à une limite de capture de 9.730 TM) a 50% de chance d'atteindre B/B_{PME} de 0.91 en 2009; elle aura donc plus d'une chance sur deux de rétablissement dans 15 ans. Cependant, étant donné qu'il n'a pas été projeté d'horizon temporel sur 15 ans, cette conclusion ne peut pas être vérifiée à partir du **Tableau 22**.

Modèles de production bayésiens et modèles de production généralisés

Une analyse de décision bayésienne (SCRS/99/85) a été réalisée avec chacun des modèles de production bayésiens et modèles de production généralisés présentés à la section 2.g, comme une analyse de la sensibilité du passage ASPIC baseline. On a effectué des projections avec les mêmes politiques de ponction que les passages ASPIC, pour des horizons temporels de 5, 10 et 15 ans à partir de maintenant. Le **Tableau 23** montre la probabilité escomptée que le stock dépassera B/B_{PME} à chaque horizon temporel. Le **Tableau 24** montre des résultats de modèle plus détaillés, et la **Figure 28** montre les trajectoires médianes selon chaque politique de ponction.

Pour les modèles de production standard (Schaefer), B_{PME}/K est égal à 0.5. Plusieurs modèles de production généralisés (Fletcher-Schaefer) sont également présentés (**Tableau 23**), dans lesquels la distribution antérieure pour B_{PME}/K a été centrée à 0.3, 0.4 (l'estimation médiane à partir des données démographiques, SCRS/99/85, désignée comme le passage de la distribution antérieure informative), à 0.5 (équivalent au modèle Schaefer), et à 0.6 (le nombre estimé par Garcia-Saez dans SCRS/96/143). Étant donné que la biomasse-cible, B_{PME} , peut différer de $K/2$ dans les modèles Fletcher/Schaefer, la probabilité du rétablissement du stock a été fortement influencée par la valeur de B_{PME}/K . Les modèles Fletcher/Schaefer avec des points d'inflexion estimés (B_{PME}/K) inférieurs à 0.5 ont prévu une probabilité de rétablissement élevée pour la plupart des politiques de limite de capture. Cependant, pour les niveaux de capture au statu quo, avec une distribution antérieure centrée à 0.4, le modèle estime à 48% la probabilité de rétablissement à B_{PME} dans 10 ans. Si la distribution antérieure pour B_{PME}/K était centrée à 0.6, la probabilité de rétablissement du stock à B_{PME} dans 10 ans serait seulement de 31% avec les captures au statu quo.

Parmi les modèles Schaefer (avec B_{PME}/K établi à 0.5), celui doté de distributions antérieures non-informatives (la plupart équivalant au passage ASPIC baseline) a nécessité des ponctions de 6.000 TM ou en deçà pour avoir plus de 50% de probabilité de rétablissement dans les 10 ans (63% de probabilité de rétablissement en 10 ans avec une prise totale de 6.000 TM). Ce schéma est plus pessimiste que le passage ASPIC équivalent. Le modèle Schaefer avec des distributions antérieures informatives fondées sur des données démographiques a nécessité des prises totales de pas moins de 10.000 TM, afin d'estimer une probabilité de rétablissement dans 10 ans supérieure à 50% (54% de chance de rétablissement avec des prises totales de 10.000 TM).

Le groupe a noté que la forme du paramètre influençait fortement la probabilité de rétablissement au moyen de diverses stratégies de ponction.

VPA

Méthodes

Des projections par bootstrap ont été réalisées au moyen des résultats ADAPT VPA spécifiques du sexe du cas de base, avec les femelles modélisées jusqu'à l'âge 9+ et les mâles jusqu'à l'âge 5+. Dans les deux cas, on a supposé que la prise totale de 1999 correspondait à la limite de capture de 1999 plus 10% au titre d'excédents (=11.700 TM). La sélectivité future a été calculée à partir de la moyenne géométrique de 1996-1998. On a supposé que les poids de chaque âge autre que le groupe plus égalaient les poids moyens de la prise observée en 1998 (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 courbes de croissance spécifiques du sexe. L'âge moyen du groupe plus en 1998 a été déduit du poids par âge observé en inversant la courbe de croissance. Les modèles ont été projetés sur une période de 15 ans à partir de maintenant (2014).

Selon l'hypothèse du recrutement baseline, les recrutements futurs seraient calculés aléatoirement à partir du recrutement réalisé pendant une série temporelle (1978-1997). On a supposé que le recrutement mâle et femelle serait égal, de façon à ce que la moitié du recrutement calculé soit assigné à chaque sexe. Certains membres du Groupe ayant pensé que les recrutements élevés observés ces derniers temps se poursuivraient à l'avenir, il a été procédé à une analyse de la sensibilité, dans laquelle le recrutement a été établi au niveau de 1997 tout au long de la projection (la moitié assignée à chaque sexe). Ce recrutement a été le plus élevé jamais estimé par la VPA dans les séries temporelles depuis 1978.

Étant donné que les modèles VPA n'ont pas estimé correctement le recrutement de 1998, ce dernier a été estimé de la même façon qu'ont été calculés les recrutements futurs. Ce qui signifie que pour la projection du recrutement aléatoire, le recrutement de 1998 a été calculé d'après les séries de recrutement de 1978 à 1997, tandis que pour le scénario de recrutement constant, le recrutement de 1998 a été fixé au niveau de 1997.

Des projections ont été réalisées avec les scénarios de prise constante définis ci-dessus, ainsi qu'avec des stratégies de taux de ponction constante à $F_{0.1}$, $F_{20\%SSB}$, $F_{30\%SSB}$, $F_{40\%SSB}$, F_{MAX} et $F_{statu. quo}$.

Résultats

Les projections avec un recrutement aléatoire indiquent que les prélèvements actuels au statu quo d'environ 12.000 TM entraîneraient une augmentation progressive de la trajectoire médiane de la biomasse du stock reproducteur femelle (**Figure 29, Tableau 25**). Toutefois, la SSB femelle n'atteindrait pas les repères $F_{0.1}$, 30% SPR ou 40% SPR dans 15 ans avec des prises au statu quo, même si F_{MAX} et $F_{20\% SPR}$ étaient accessibles. Pour que la trajectoire médiane atteigne les repères de gestion $F_{0.1}$, 30% SPR ou 40% SPR dans 10 ans, la limite de capture devrait se situer à moins de 9.000 TM pour atteindre le niveau $F_{0.1}$ du stock reproducteur, à 10.000 TM pour atteindre un niveau SPR de 30%, et à 8.000 TM pour atteindre un niveau SPR de 40% dans 15 ans.

Les projections avec un recrutement élevé constant sont beaucoup plus optimistes (**Figure 29, Tableau 25**). Selon les prises au statu quo, la trajectoire médiane de la biomasse du stock reproducteur femelle a été projetée pour atteindre le repère $F_{0.1}$ dans 11 ans, 20% SPR dans 8 ans, 30% SPR dans 11 ans, 40% SPR dans 15 ans et F_{MAX} dans 6 ans.

Résumé de la projection

Le Groupe a noté qu'il est improbable d'obtenir une biomasse totale d'espadon correspondant aux niveaux de la PME avec le niveau de la prise totale au statu quo. Toutefois, si la prise totale était légèrement réduite, la population aurait plus de 50% de chance de rétablissement dans 5, 10 ou 15 ans.

Le Groupe a noté que les politiques de ponction à un taux de mortalité par pêche constant présentent moins de risques que les politiques de capture constante aux fins du rétablissement des stocks surpêchés. Les valeurs ciblées de F sont habituellement traduites en limites de capture correspondantes, qui doivent être ajustées après chaque évaluation en fonction de l'état du stock.

Modèles de production du stock - Atlantique Sud

ASPIC

On a réalisé, au moyen d'ASPIC, la projection de la tendance de la biomasse et de la mortalité par pêche du stock d'espadon de l'Atlantique Sud. Le passage ASPIC du cas de base a été appliqué à la projection avec les trois options de prise constante sur les 10 prochaines années à partir de 1999, à savoir 14.620 TM (limite de capture actuelle pour le Sud): 15.620 TM et 13.620 TM, respectivement. Les trajectoires résultantes du B-ratio et du F-ratio apparaissent à la **Figure 30**. La projection avec une prise constante de 14.620 TM (limite de prise actuelle) indique que la biomasse continuera de diminuer progressivement et se situera en dessous de B_{PME} en 2006, tandis que la mortalité par pêche continuera d'augmenter graduellement pour atteindre également le niveau F_{PME} en 2006. Dans l'option d'une prise constante de 13.620 TM, qui est inférieure de 1.000 TM à la limite de prise actuelle, la biomasse cessera de diminuer en 2002 et commencera à augmenter graduellement, la mortalité par pêche n'atteignant pas F_{PME} . Dans l'option d'une prise constante de 15.620 TM, la biomasse continuera de diminuer plus rapidement que pour la première option et sera inférieure à B_{PME} en 2003, la mortalité par pêche dépassant F_{PME} en l'an 2000.

Les intervalles de confiance obtenus dans la projection des trois cas sont très larges. Si l'on utilise les résultats des tests de sensibilité dans l'ASPIC pour la projection, les résultats de la projection doivent être divergents. Les résultats de la projection par ASPIC sont également assez incertains en raison de l'incertitude associée à la tendance de la CPUE pour les pêcheries non-dirigées.

Modèles de production généralisés bayésiens

À des fins d'analyse de la sensibilité, une analyse de décision bayésienne a également été réalisée à l'aide d'une distribution antérieure (voir la section 2.g). Le **Tableau 26** montre la probabilité du stock d'être supérieur à B_{PME} dans 5, 10 et 15 ans, avec des prises totales de 13.000 TM, 14.600 TM (statu quo) et 16.000 TM. Tous les passages ont démontré qu'il y a plus de 50% de chance que la population dépasse B_{PME} dans 5, 10 et 15 ans. Comme dans les passages bayésiens de l'Atlantique Nord, la probabilité de $B > B_{PME}$ était inférieure, avec des valeurs plus élevées du paramètre de forme B_{PME}/K . Le **Tableau 27** montre davantage de résultats détaillés, et la **Figure 31** montre les trajectoires médianes.

ASPM

On a constaté avec inquiétude que les séries de CPUE disponibles dans l'Atlantique Sud présentaient une sélectivité très différente par taille, et qu'elles suivaient différentes classes d'âge du stock. On a utilisé un modèle de production structuré par âge comme analyse de la sensibilité pour rendre compte de ces différences dans la sélectivité. Les résultats ASPM ont servi à projeter la taille de la population de 1999 à 2008, en postulant que la prise annuelle serait égale à celle de 1999 (14.600 TM). Deux hypothèses de recrutement ont été invoquées: le modèle de Beverton/Holt et le modèle de

Ricker. Dans les deux cas, le recrutement a été déterministe, mais des limites de confiance ont été calculées en réitérant l'ajustement du modèle.

Le modèle de recrutement ASPM de Ricker a estimé que la taille du stock reproducteur actuel se situait à environ 50% du niveau de la PME. Selon les projections du rapport stock/recrutement de Ricker, la prise au statu quo entraînerait une baisse très marquée de la population en 2004 (**Figure 32a**). Avec le recrutement de Beverton/Holt, la population actuelle serait en deçà de SSB_{PME} , mais selon les prévisions, les ponctions au statu quo causeraient une baisse continue de la population (**Figure 32b**).

Les passages du modèle ASPM ont été considérés préliminaires, parce que la sélectivité a été estimée d'une façon ponctuelle, et il existait peu d'information sur le recrutement et d'autres postulats du modèle. Ça a donc été envisagé comme une analyse de la sensibilité, et le Groupe a décidé qu'il n'était pas nécessaire de procéder à de nouvelles projections. Le groupe a cependant pensé qu'il fallait élaborer des modèles structurés par âge dans le Sud, afin de tenir compte des différents schémas de sélectivité utilisés par différentes pêcheries dans différentes zones.

Résumé de la projection - Atlantique Sud

Les projections indiquent généralement que les ponctions actuelles sont peut-être soutenables dans l'Atlantique Sud, certains modèles générant des conflits considérables. Toutefois, il a été noté que les indices d'abondance disponibles fournissent des informations contradictoires sur la tendance de la biomasse dans l'Atlantique Sud. Les intervalles de confiance des projections sont donc larges, et le groupe a souligné combien il était important de recueillir de meilleures informations sur le stock de l'Atlantique Sud.

i) Incertitudes

Il est utile de caractériser les incertitudes statistiques dans les évaluations de l'état du stock, les références de gestion et les projections. Cela se fait ici à l'aide de techniques d'itération. Il est important de noter que même si des variations aussi diverses que possible ont été incorporées, par exemple les indices, le recrutement ou le F-ratio de la VPA, d'autres incertitudes ne sont pas incluses, telles que la non-déclaration des prises, les progrès technologiques qui augmentent la capturabilité et les échanges entre l'Atlantique Nord et l'Atlantique Sud. Il est probable que certaines de ces incertitudes non quantifiées soient systématiques et pas aléatoires; elles entraîneraient par conséquent un déplacement directionnel vers certaines quantités intéressantes, plutôt qu'une variation ajoutée. Autant que possible, ces incertitudes non quantifiées ont été décrites qualitativement, et il convient de les garder à l'esprit lorsqu'il faudra interpréter les résultats d'itération. Lors de l'examen des estimations actuelles de la VPA unisexe par rapport à celles provenant de l'analyse de 1996, aucune forte caractéristique rétrospective ne s'est démarquée; rien ne tend non plus à indiquer que les estimations se situent en dehors de l'éventail d'incertitude généré par les procédures d'itération.

Incertitude associée aux séries de CPUE standardisées due à d'éventuelles modifications du ciblage

Étant donné que de nombreuses pêcheries palangrières pélagiques ont récemment changé d'espèce-cible, de l'espadon à d'autres espèces (et vice-versa), le Groupe a décidé qu'il était nécessaire de tenir compte du ciblage dans l'évaluation des séries de CPUE standardisées. Pour les jeux de données de CPUE dépourvues de mesures directes des caractéristiques des engins, le ciblage peut faire l'objet d'une substitution fondée sur les prises d'espadon et des espèces associées. Toutefois, l'utilisation de ces indicateurs a suscité quelques préoccupations du fait de l'éventuelle corrélation avec l'abondance de l'espadon (ou des espèces associées) (voir SCRS/99/125 et section

2.c). A titre d'exemple, si un indicateur de ciblage est biaisé, la baisse réelle de l'abondance de l'espadon pourrait être interprétée comme l'abandon du ciblage de l'espadon.

Méthodes

Afin de déterminer si divers indicateurs potentiels du ciblage seraient biaisés par des modifications intervenues dans la biomasse des espèces-cibles, la biomasse d'espèces associées et dans la déclaration des prises accessoires, il a été réalisé des simulations. Ces simulations ont projeté des trajectoires déterministes de la population pour une biomasse hypothétique d'espadon et d'espèces associées, avec diverses tendances de ciblage de l'espadon par une pêcherie, et ont calculé divers indicateurs de ciblage à travers la série temporelle. Pour ces simulations, on n'a eu recours qu'à une espèce associée, bien que le jeu de données des pêcheries réelles présenté à la réunion contenait jusqu'à quatre espèces associées.

Afin de simuler la trajectoire d'une population connue d'espadon, un modèle de production Schaefer a été utilisé, avec la prise et les séries de CPUE, et les valeurs r et K de l'évaluation de l'espadon menée en 1996. L'effort de chaque année a été calculé comme prise observée/CPUE observée. Une valeur q a été calculée en ajustant la CPUE observée et escomptée. On s'est également servi d'une projection du modèle Schaefer pour modéliser une espèce associée hypothétique apparentée au requin, avec un r de 0.1, et K de 500000. Cette espèce associée était censée avoir deux valeurs q , une égale au q de l'espadon lorsque l'effort visait l'espèce associée, et un q plus faible lorsqu'elle était capturée comme prise accessoire par des bateaux qui visaient l'espadon. En conséquence, la prise totale de l'espèce associée est comme suit:

$$C_{\text{associé}} = (q_{\text{dirigé}} * \text{Effort}_{\text{associé}} + q_{\text{accessoire}} * \text{Effort}_{\text{espadon}}) + B_{\text{associé}}$$

Les indices du ciblage de l'espadon considéré sont les suivants: (1) prise d'espadon/prise d'autres espèces; (2) prise d'espadon/prise totale; (3) 1/taux de prise d'autres espèces = effort total/prise d'autres espèces; (4) 1/prise d'autres espèces; et (5) si la prise d'espadon est supérieure à la prise d'une espèce associée. Les **Figures 33 à 36** montrent ces indices, plus le ciblage véritable (effort dirigé vers l'espadon/effort total), pour les scénarios suivants: (1) la population de l'espèce associée baisse légèrement (**Figure 33**); (2) la capturabilité de l'espèce associée est doublée de telle manière que sa population décline plus rapidement (**Figure 34**); (3) l'espèce associée diminue légèrement, mais les prises accessoires déclarées de l'espèce associée ont augmenté ces quatre dernières années de 10% par an (**Figure 35**); (4) la population de l'espèce associée démarre à un faible niveau et augmente (**Figure 36**). Dans chaque scénario, on a examiné deux schémas de ciblage, un dans lequel tout l'effort était dirigé vers l'espadon tout au long de la série temporelle, et un autre dans lequel, durant ces quatre dernières années, 20% de l'effort total est passé du ciblage de l'espadon au ciblage de l'espèce associée chaque année.

Résultats

Aucun des indices de ciblage considérés n'a été constamment non-biaisé dans tous les essais. Plusieurs indicateurs, notamment 1/taux de capture autres et prise d'espadon/prise autres, ont indiqué erronément un changement de ciblage, assorti d'une baisse de la biomasse de l'espadon dans les quatre scénarios.

La question de savoir si la prise d'espadon était ou non supérieure à la prise d'autres espèces n'a pas, de manière générale, constitué un bon indicateur. L'indicateur 1/taux de capture autres a bien suivi la tendance de ciblage indiquée à la **Figure 33** (les autres espèces en légère baisse). Or, dans le scénario où la biomasse d'autres espèces décroît plus rapidement (**Figure 34**), 1/taux de capture autres a incorrectement indiqué une baisse du ciblage de l'espadon. L'indicateur a été moins biaisé

lorsqu'il y a eu hausse des captures déclarées d'autres espèces (**Figure 35**), et il a eu d'assez bons résultats quand la biomasse d'autres espèces était à la hausse (**Figure 36**).

L'indicateur prise d'espadon/prise totale était presque constant aux **Figures 33** et **34**, où aucune modification de ciblage n'est apparue. Cet indicateur a indiqué incorrectement une diminution dans le ciblage de l'espadon, à la fois dans le scénario d'une augmentation des prises accessoires déclarées (**Figure 35a**), et dans le scénario d'une augmentation de la biomasse d'autres espèces (**Figure 36a**). Néanmoins, les autres indices ont été davantage biaisés dans les deux scénarios. L'indicateur prise d'espadon/prise totale a correctement traqué le changement de ciblage aux **Figures 33b** et **34b**, mais a sous-estimé le changement de ciblage aux **Figures 35b** et **36b**. Prise d'espadon/prise totale est l'indicateur de ciblage le plus communément utilisé dans les indices standardisés présentés à cette réunion; le fait qu'il ait donné d'assez bonnes performances dans ces simples simulations est rassurant. Toutefois, le Groupe a recommandé de mener une analyse de simulation plus complète, qui incorporerait plus d'une espèce associée, davantage de variation du taux de capture, et une gamme plus vaste de scénarios. Il a également recommandé que les pêcheries présentent des informations sur les engins, l'emplacement et l'heure, qui pourraient être utilisées comme un indicateur de l'effort non-biaisé dans la standardisation des séries de CPUE.

SWO-ATL-3. Facteurs environnementaux

Le caractère thermodépendant de l'espadon et l'influence de la température sur la configuration de ses circuits migratoires ont été remarqués chez cette espèce depuis fort longtemps. Il est également reconnu que l'environnement influe sur la ségrégation par taille-âge-sexe et sur la reproduction. D'autre part, il a été généralement admis pour un grand nombre d'espèces que l'environnement exerçait une grande influence sur le niveau de survie des pré-recrues et des recrues (Beamish et McFarlane, 1989; Beamish, 1995).

Le document SCRS/99/57 met une fois de plus en évidence, données actualisées à l'appui, la coïncidence observée au cours d'une brève période (1992-1998) entre la valeur de l'indice NAO (North Atlantic Oscillation) d'hiver et les valeurs de la CPUE d'âge 1 observées un an plus tard, obtenues par des procédés GLM à partir de milliers de sorties réalisées par la flotte espagnole de palangre de surface dans l'Atlantique Nord (SCRS/99/56). Une relation similaire avait été mise en évidence pour le germon en utilisant des niveaux de recrutement évalués indirectement par VPA (Santiago, 1998).

Le document SCRS/99/57 indique que les valeurs NAO positives entraîneraient des recrutements d'espadon très faibles, mais à peine sensibles aux fluctuations de la NAO au sein de la gamme positive. Les valeurs NAO proches de 0 ou négatives semblent avoir un impact important sur le niveau du recrutement, avec une augmentation inversement proportionnelle à la valeur NAO (**Figure 37**). Ainsi, les valeurs NAO relativement faibles observées entre 1985 et 1989 correspondaient à une hausse considérable (de l'ordre de +50%) de la CPUE d'âge 1 dans la même période. C'est en 1996 que fut observée la plus faible valeur de la série NAO analysée; celle-ci a correspondu, un an plus tard, à la valeur la plus élevée de la CPUE d'âge 1 (de l'ordre de +80% par rapport aux années immédiatement antérieures). La valeur du recrutement de 1997 peut, elle aussi, être jugée élevée, dans une mesure moindre toutefois que celle qui a été observée en 1996. Celle-ci coïncide, une fois de plus, avec la valeur escomptée en fonction de la fluctuation de la NAO.

La période analysée dans ce document est trop courte pour pouvoir affirmer de manière générale qu'il existe une relation mécanique de cause à effet. Néanmoins, les données analysées de la flotte espagnole suggèrent que le niveau de recrutement de 1982-1997 ($R^2 = 0.6573$) pourrait s'expliquer par les fluctuations de la NAO, malgré la tendance à la baisse du stock reproducteur au

cours de ladite période, comme le suggère la tendance de la CPUE de la fraction adulte du stock. Si cette relation entre la NAO et le niveau de recrutement était sûre, étant donné que la période 1992-1997 a été dans l'ensemble une période de NAO très positive (moyenne NAO=+2.04), notamment entre 1989 et 1995 (moyenne NAO=+3.29), on pourrait s'attendre à observer au cours de cette période des valeurs de recrutement inférieures au niveau moyen dans une situation standard (avec les valeurs NAO aux alentours de 0).

Les valeurs NAO négatives de 1996 et 1997 correspondraient à des valeurs élevées de recrutement (CPUE1) des années 1997 et 1998 (**Figure 37**). Les valeurs NAO de 1996 et 1997 pourraient signaler une modification du cycle de la NAO (Halpert et Bell, 1997). On pourrait donc s'attendre à ce qu'elles aient un effet positif sur le niveau moyen de recrutement des prochaines années, bien que l'on puisse s'attendre à une variabilité interannuelle élevée.

Se fondant sur la relation qui existe entre la NAO et le niveau de recrutement, le document SCRS/99/57 simule rétrospectivement les niveaux de recrutement historiquement escomptés et la tendance de la biomasse du stock dans une situation de non-exploitation, où l'on observe des fluctuations cycliques d'environ 25 ans. Sous ces prémisses, le stock aurait manifesté une tendance généralement ascendante jusqu'au milieu des années soixante-dix, et une tendance à la baisse à partir de cette époque.

Pendant la réunion, le Groupe a examiné d'autres corrélations entre les séries temporelles de taux de capture d'une autre flottille (pêche américaine de mâles et de femelles d'âge 0, SCRS/99/87) et deux indices NAO, à savoir celui utilisé dans le document SCRS/99/57 (NAO d'hiver actualisée) et un indice NAO annuel fondé sur les différences de niveau de la pression normalisée à la surface de la mer (SPL) entre Ponta Delgada, aux Açores, et Reyjavik, en Islande, observées de 1865 à 1997 (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/nao.htm>). Malgré leur corrélation, on observe un écart considérable entre les valeurs annuelles de l'indice NAO d'hiver (tel qu'utilisé dans le SCRS/99/87) et les valeurs annuelles de SPL entre Ponta Delgada et Reyjavik (**Figure 38**). La corrélation entre ces deux séries et l'information sur l'indice de CPUE standardisé américain de l'espadon d'âge 0 (SCRS/99/87) peut s'établir positivement, négativement ou pas du tout avec l'une des deux séries NAO utilisées dans l'analyse. Les corrélations les plus élevées (survenues pour les séries temporelles de courte durée) se sont révélées positives, contrairement à l'indice de CPUE espagnol d'âge 1, pour lequel elles étaient négatives.

Le document SCRS/99/57 a utilisé la CPUE standardisée d'âge 1 car les captures d'âge 0 représentent une part très faible des prises espagnoles, et seule une proportion très faible est recrutée à la palangre. En outre, l'indice d'hiver NAO est jugé dans ce document constituer une période plus représentative, étant donné la ponte maximale saisonnière de l'espadon signalée dans l'Atlantique Nord.

Le groupe a noté que si l'on tentait d'établir une corrélation entre des facteurs environnementaux et les données de pêche (comme le niveau de recrutement de la CPUE), il fallait définir des indicateurs appropriés pour chaque pêcherie. De plus, le niveau de corrélation est grandement affecté par la qualité (confiance) des données disponibles pour chaque pêcherie. En tout état de cause, les séries temporelles considérées sont courtes du point de vue des écarts de génération de l'espadon et de l'apparent cycle de 20 ans de l'indice NAO moyen. De ce fait, il convient d'examiner l'éventualité de fausses corrélations.

Réponse à la demande du Sous-Comité de l'Environnement

L'espadon est amplement réparti dans tout l'Atlantique et dans la Méditerranée; on le trouve à l'ouest, du Canada à l'Argentine, et à l'est, de la Norvège à l'Afrique du Sud (**Figure 1**). Pour les besoins de l'évaluation, les unités de gestion retenues sont les suivantes: un stock méditerranéen

distinct; et des stocks nord-atlantique et sud-atlantique, délimités à 5° de latitude nord. Il n'est pas certain que les unités qui sont utilisées pour la gestion correspondent exactement aux unités biologiques du stock.

L'espadon s'alimente d'une grande variété de proies, dont des poissons de fond, des pélagiques, des poissons des profondeurs et des invertébrés. On pense qu'il s'alimente sur toute la distribution verticale des eaux, en suivant la migration journalière de la couche trophique profonde, et en se maintenant à un niveau préférentiel de luminosité (isolume). L'espadon est normalement capturé à la palangre pélagique la nuit, à l'occasion de sa remontée trophique nocturne vers les eaux de surface.

L'espadon fraye tout au long de l'année dans les eaux chaudes tropicales et subtropicales. On le trouve dans les eaux septentrionales plus froides pendant les mois d'été. Les juvéniles d'espadon grandissent très rapidement, et atteignent environ 140 cm de LJFL (longueur maxillaire inférieur-fourche) à l'âge 3; mais leur croissance est plus lente par la suite. Les femelles grandissent plus rapidement que les mâles, et atteignent une taille maximale plus élevée. Il est difficile de déterminer l'âge des espadons, mais 53% des femelles sont jugées matures à 5 ans.

D'après le plan de travail établi par le groupe d'espèce SWO à sa réunion de 1998, la recherche s'est centrée sur les méthodes visant à incorporer l'information sur le sex-ratio par taille à l'analyse de la population séquentielle structurée par âge. À cette fin, on a attribué aux zones géographiques utilisées dans l'analyse la caractéristique de représenter des profils de sex-ratio par taille indicatifs de la ponte, de l'alimentation et des concentrations transitionnelles des poissons (SCRS/99/83, SCRS/99/6), en ce qui concerne la gamme de l'Atlantique pour laquelle suffisamment d'information était disponible pour mener à bien l'analyse. Le **Figure 39** montre les régions classifiées comme étant caractéristiques de la ponte, de l'alimentation et du sex-ratio par taille transitionnel (voir aussi COM-SCRS/99/11 Appendices).

SWO-ATL-4. Réglementations actuelles

4.1 Limite des captures

Nord. En 1998, des quotas spécifiques ont été appliqués aux Bermudes (27,2 TM), au Canada (1.110,0 TM), au Japon (687,5 TM), au Portugal (825,0 TM), à l'Espagne (4.537,5 TM) et aux Etats-Unis (3.190,0 TM). La Commission a également recommandé que les parties contractantes et les parties, entités ou entités de pêche non contractantes qui avaient des quotas spécifiques réduisent leurs captures en 1998 et 1999 à 45% de leurs captures de 1996 (déclarées en 1997), exception faite de celles dont les niveaux de capture de 1996 n'auraient pas atteint 100 TM, qui ne devront pas dépasser le niveau de 1996, et de celles qui n'auraient pas enregistré de capture en 1996 et qui devront s'abstenir de la développer. En outre, chaque pays pourra ajouter au quota de l'année suivante les captures inférieures au quota qu'il aura réalisées pendant l'année. Les captures supérieures au quota réalisées la première année seront déduites du quota de l'année suivante à raison d'un montant correspondant à 100% de l'excédent; si un excédent se produit la deuxième année consécutive, un montant équivalant à 125% de l'excédent sera alors déduit. Le **Tableau 28** montre les limites de capture et les débarquements déclarés par nation.

En 1998, le total de prises admissibles dans l'Atlantique Nord était de 11.000 TM. Les débarquements déclarés (11.690 TM) ont dépassé ce chiffre de 6%, et le total débarquements déclarés + rejets (12.175 TM) l'a dépassé de 11%. Des six pays qui avaient des quotas spécifiques, les Bermudes, le Canada, l'Espagne, les Etats-Unis et le Portugal sont restés en 1998 dans les limites de leur quota (ou à 1% près). Ces calculs comprennent les reports et déductions pour prise excédentaire ou en défaut. Le Japon a dépassé son quota de façon très sensible en 1997 (de 472 TM) et en 1998 (de 838 TM). Il convient toutefois de noter que le Japon jouit d'une disposition quinquennale

(1997-2001) de report dans le cadre de la réglementation recommandée par l'ICCAT. La catégorie "Autres" a dépassé sa limite de capture de 73%, ce qui était dû en partie aux 253 TM déclarées par la République populaire de Chine (360% de sa limite de captures) et aux 110 TM déclarées par la France.

Sud. Un TPA global et des quotas spécifiques ont été imposés aux pays en 1998 pour l'Atlantique Sud. Le **Tableau 28** montre les limites de capture et les débarquements déclarés par nation.

Les débarquements déclarés dans l'Atlantique Sud se sont élevés à 13.476 TM et le chiffre débarquements déclarés + rejets a été de 13.486 TM. Ceci est inférieur à la limite de 1998, qui est de 14.620 TM. L'Espagne et le Japon sont restés dans leurs limites sud-atlantiques de capture en 1998, tandis que le Brésil (67%), l'Uruguay (14%) et la catégorie "Autres Parties contractantes" (5%) les ont dépassées.

4.2 Limites de taille minimum

Deux options de taille minimum sont appliquées à l'ensemble de l'Atlantique, 125 cm de LJFL, avec une marge de tolérance de 15%, ou 119 cm de LJFL, sans marge de tolérance. Seuls le Canada et les Etats-Unis ont adopté cette dernière formule. Le **Tableau 29** indique le pourcentage d'espadon sous-taille débarqué et rejeté (pour 119 et 125 cm de LJFL) par nation et dans l'Atlantique Nord et Sud (**Figure 40**).

L'Afrique du Sud, le Canada, l'Espagne, les Etats-Unis, le Japon et le Taïpei chinois fournissent des données de prises par taille fondées sur un échantillonnage national. D'autres nations font l'objet, soit partiellement (Brésil, Portugal), soit complètement, de substitutions à partir de ces données. L'évaluation du niveau d'application de ces pêcheries est affecté par le volume de substitution effectué et par les critères retenus pour ce faire, entre pêcheries comme au sein d'une même pêcherie. Il faut donc être très prudent au moment d'utiliser les estimations scientifiques dans l'optique de l'application.

En 1998, le pourcentage global (numérique) d'espadon déclaré au débarquement comme mesurant moins de 125 cm de LJFL était d'environ 19% pour toutes les nations qui pêchent dans l'Atlantique. Si ce calcul est effectué d'après le chiffre de débarquements déclarés+ rejets, le pourcentage de poissons de moins de 125 cm de LJFL est alors 23%. D'après les informations communiquées par les pays qui remettent un gros volume de données de taille à l'ICCAT (Canada, Espagne, Etats-Unis), un grand nombre de petits poissons ont été capturés en 1998, mais ceci varie selon que l'on considère les captures (débarquements + rejets) ou les seuls débarquements. La hausse des prises espagnoles de poissons de moins de 125 cm de LJFL en 1997 et en 1998 (37% en 1998) pourrait refléter une hausse du recrutement, plutôt que des changements du mode de pêche. Le Canada et les États-Unis ont tous deux déclaré moins de 2% de petits poissons en 1998, si l'on utilise le critère des 119 cm de LJFL, et si l'on considère seulement les débarquements déclarés. Toutefois, si l'on considère les captures, on constate que le Canada et les États-Unis ont signalé un nombre considérable de petits poissons de moins de 125 cm de LJFL, respectivement 21% et 32%, et aussi de moins de 119 cm; respectivement 17% et 22%. Il convient de noter que les scientifiques nationaux se sont déclarés préoccupés quant au degré de précision des estimations canadiennes de rejets morts en 1998 en raison des difficultés d'échantillonnage (SCRS/99/77). Le **Tableau 29** indique les pourcentages de petits poissons de toutes les autres pêcheries qui font l'objet de substitutions avec des données de taille d'autres pays.

4.3 Autres méthodes visant à réduire la mortalité des petits poissons

Le Comité s'est dit inquiet au sujet des fortes prises (débarquements + rejets) de petits espadons, et des lacunes et éventuelles inexactitudes des données de taille de nombreuses pêcheries; en insistant

sur le fait que la production serait accrue si l'on pouvait réduire encore davantage la mortalité par pêche des petits poissons.

La Commission a souhaité que le SCRS envisage d'autres méthodes destinées à réduire la mortalité des petits poissons. Une méthode pourrait consister à réduire l'effort de pêche dans les zones de pêche et pendant les saisons de pêche où une proportion élevée de poissons sous-taille est capturée. Cette méthode s'apparenterait à la zone de protection que la Commission avait préconisée pour réduire les captures de thons obèses juvéniles. Pour ce faire, les données par strate fine (5x5) dont dispose le SCRS se limitent à quelques flottilles et risquent de ne pas donner une image précise de toutes les zones et saisons de pêche où les petits poissons sont majoritaires dans les prises d'espadon dans l'Atlantique. Les données plus représentatives de la capture totale proviennent de régions géographiques beaucoup plus vastes.

Les Figures 41 et 3 montrent la répartition des captures de petits poissons par trimestre et par zone de pêche. Ces informations peuvent être utilisées par les nations/entités/entités de pêche pour identifier les zones et les époques propices aux fermetures spatio-temporelles. Il faudrait toutefois procéder à un examen national plus détaillé des données.

SWO-ATL-5. Recommandations

a) Statistiques

Capture. Tous les pays pratiquant la pêche de l'espadon (directe ou accessoire) devraient déclarer les captures, les prises par taille (par sexe) et les statistiques de l'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 concernant l'Atlantique et la Méditerranée par zone de pêche réelle. Dans le cas des pêcheries conjointes, la joint-venture devrait apparaître dans les données Tâche I et Tâche II.

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 des espadons rejetés vivants. Le Comité a recommandé que le *Canada* améliore l'échantillonnage spatio-temporel effectué en mer par des observateurs afin d'évaluer avec précision le nombre de rejets morts trouvés dans la capture.

Échantillonnage par taille. Tous les pays et 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). 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/99/19). 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 mette en oeuvre un vaste programme d'échantillonnage par taille spatio-temporel. Le *Taipei chinois* devrait à l'avenir indiquer la localisation des échantillons, de façon à ce que l'on puisse mieux expliquer les schémas de sélectivité qui permettront de connaître le comportement futur de la flottille.

Facteurs de conversion. Il est recommandé d'élaborer des facteurs de conversion pour les zones de sex-ratio par taille au titre de divers poids et mesures. Jusqu'à ce que ces études soient achevées, il conviendra d'utiliser les équations identifiées dans le document SCRS/99/6.

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). En outre, les observateurs en mer devraient recueillir davantage d'information détaillée 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* devrait fournir des données historiques plus exhaustives, notamment la CPUE d'autres espèces capturées avec l'espadon (espèces directes ou accessoires).

Le **Sous-Comité des Statistiques** a été prié d'aborder la question suivante:

Le rôle du SCRS dans la présentation de données scientifiques au Comité d'application de la Commission.

b) Recherche

Schémas de pêche. Les modifications survenues dans les schémas de pêche dans l'Atlantique Sud devraient faire l'objet d'une documentation et d'un examen exhaustifs.

Structure du stock. Génétique. Le Groupe a demandé aux membres et aux parties non-contractantes de collaborer au prélèvement d'échantillons génétiques. L'échantillonnage devrait être réalisé pendant toute l'année en suivant une stratégie appropriée. La recherche génétique à court terme devrait être menée dans l'ordre de priorité suivant: déterminer la composition génétique des prises provenant de l'Atlantique Nord-est (notamment au large de la zone de Gibraltar) et de l'Atlantique tropical ouest de 15°W (secondairement l'Atlantique Sud-est), et définir les relations entre océans (notamment les poissons capturés entre la Méditerranée occidentale et l'Atlantique Nord-est, au large de la Péninsule ibérique et au nord-ouest de l'Afrique, secondairement entre les océans Indien et Atlantique). La recherche à plus long terme impliquerait l'identification de zones de délimitation et/ou de mélange. **Marquage.** Le groupe a recommandé que soit élaboré un projet expérimental aux fins d'applications spécifiques du marquage, telle que l'estimation du 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 ceux de l'Atlantique. **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.

Maturité et fécondité. Il est recommandé d'obtenir un complément d'information en ce qui concerne le rapport entre la maturité et la fécondité établi pour l'Atlantique.

Détermination de l'âge. Il conviendrait de poursuivre la recherche sur les méthodes directes de détermination de l'âge et d'effectuer un échantillonnage exhaustif. Les estimations de L 4 pour les mâles de la courbe de croissance Ehrhardt et *al.* (1996) ont suscité une certaine préoccupation, qui pourrait être dissipée si l'on procédait à un nouvel échantillonnage. Il est fortement recommandé de consacrer la recherche à l'obtention de courbes de croissance pour le stock de l'Atlantique Sud.

CPUE. Le Comité constate avec inquiétude que de nombreux indices d'abondance démographiques 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 examiner la question de savoir s'il serait opportun d'obtenir des indices de l'abondance démographique à partir d'analyses indépendantes.

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). À 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. Une recommandation similaire avait été formulée lors du Symposium Thon de 1996 pour tous les stocks relevant de l'ICCAT. Finalement, il est recommandé que les modèles incorporent davantage les informations biologiques et les incertitudes associées aux données biologiques. À cette fin, il est recommandé de convoquer une réunion inter-sessions qui serait consacrée à l'amélioration des connaissances biologiques sur l'espadon. Au fur et à mesure que de nouveaux modèles seront élaborés et appliqués, l'état de la ressource donnera lieu à un nombre croissant d'évaluations. Il sera souhaitable de mettre en oeuvre une analyse de décision structurée permettant de sélectionner objectivement les recommandations les plus appropriées à partir de la gamme des résultats éventuels.

Le **Groupe de travail du SCRS de l'ICCAT sur la Méthodologie** a été prié d'aborder les questions suivantes:

- Examiner des méthodes appropriées qui tiendraient compte des effets régionaux sur la standardisation de la CPUE (par ex. zone-pondération, effets aléatoires, etc).
- Examiner des méthodes appropriées qui tiendraient compte du ciblage dans la standardisation de la CPUE.

Prochaine évaluation du stock. Il est recommandé de réaliser la prochaine évaluation du stock d'espadon dans trois ans (2002), de manière à faire progresser la recherche fondamentale et les méthodes d'évaluation. La réunion inter-sessions devrait servir à améliorer la connaissance biologique de base qui est indispensable pour améliorer nos évaluations. Ce type de travail est coûteux et prend beaucoup de temps; néanmoins, il doit constituer une priorité pour les nations/entités/entités de pêche.

SWO-ATL-6. Implications de gestion

Atlantique Nord

Les actions entreprises par la Commission pour réduire la capture de 1997 à 1999 semblent avoir ralenti et/ou freiné la baisse du stock nord-atlantique d'espadon. Le Comité recommande à la Commission que, si elle souhaite le rétablissement en dix ans du stock nord-atlantique d'espadon à un niveau de biomasse capable de supporter la PME, avec un degré de probabilité de plus de 50%, il faut réduire la capture à 10.000 TM. Avec une prise constante au niveau de la limite de capture de 1999, qui est de 10.700 TM, la probabilité d'atteindre le niveau de la PME en 15 ans est de plus de 50%. Toutefois, cette possibilité de rétablissement est très sensible à un excès, même de 10%, et si des prises constantes de 11.800 TM (limite de capture de 1999 + 10%) se poursuivent pendant les 15 années qui viennent, le stock n'atteindra probablement pas avec plus de 50% de probabilité le niveau de biomasse qui supporterait la PME. Par conséquent, si la Commission souhaite un rétablissement dans un laps de temps de 15 ans, les limites de capture (rejets compris) ne devront pas être accrues, et jamais dépassées. Les actions de gestion entreprises par la Commission de 1997 à 1999 illustrent clairement la résistance de l'espadon, et la réaction du stock à une diminution de la mortalité par

pêche. Après deux ans seulement de gestion selon le scénario de quotas stricts (introduit en 1997), la pêcherie montre des signes positifs, tant pour le recrutement que pour le taux de capture.

Le Comité s'est dit inquiet au sujet des fortes prises (débarquements + rejets) de petits espadons, et des lacunes et éventuelles inexactitudes des données de taille de nombreuses pêcheries, en insistant sur le fait que la production serait accrue si l'on pouvait appliquer de façon plus efficace l'intention des recommandations actuelles. Le fort recrutement observé ces dernières années (âge 1 en 1997 et 1998) devrait permettre un accroissement de la biomasse à l'avenir et des perspectives plus optimistes, *si* ces classes annuelles ne subissent pas une exploitation intense.

Atlantique Sud

Le Comité a noté que les prises avaient décru depuis la dernière évaluation, comme l'avait recommandé le SCRS. Le Comité scientifique reste préoccupé au sujet de l'état du stock d'espadon dans l'Atlantique Sud, au vu des résultats des analyses préliminaires du modèle de production, et du mode que configurent les fortes prises et la tendance décroissante de la CPUE dans quelques-unes des pêcheries d'espèces accessoires qui servent d'indicateurs. Il en résulte que le niveau actuel de la biomasse est estimée à peu près à celui qui supporterait la PME. Toutefois, si les prises sont constantes au niveau prévu pour l'an 2000 (14.620TM) pendant les dix prochaines années, il y a plus de 50% de probabilité d'une baisse de la biomasse en-dessous du niveau qui soutiendrait la PME. Des captures au niveau actuel (~13,500 TM) maintiendraient le stock à peu près au niveau de la biomasse qui supporterait la PME. Il convient de rappeler à la Commission que le modèle de production est affecté par le degré considérable d'incertitude planant sur les données d'entrée. Si la Commission veut augmenter les chances de conserver le stock en bonne santé, elle devra maintenir le taux de mortalité par pêche en-deçà du niveau actuel.

SESIÓN DE EVALUACIÓN DE STOCK DE PEZ ESPADA del SCRS de ICCAT
(Madrid, España, 27 de septiembre a 4 de octubre de 1999)

PEZ ESPADA - INFORME DETALLADO 1999

SWO-ATL - PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

El Grupo de Especies para Pez Espada (Atlántico) se reunió durante ocho días, tal como estaba previsto (27 de septiembre a 4 de octubre, 1999), en la Secretaría de ICCAT. Además, se celebró una reunión informal de no prevista para terminar las tareas preparatorias de datos para el Atlántico sur los días 23 a 25 de septiembre de 1999. Ambas reuniones estuvieron presididas por la Dra. J.M. Porter.

En 1999 se lograron dos importantes mejoras en los análisis: la evaluación del caso básico VPA para el Atlántico norte era específica por sexos; y se llevaron a cabo análisis del modelo de producción para el sur. Estos análisis mejorados fueron posibles gracias al considerable esfuerzo de investigación y preparación de datos realizado durante el período de tres años transcurridos desde la última evaluación. Habría que felicitar a los científicos por el esfuerzo realizado.

También se debería encomiar a la Secretaría de ICCAT por tener disponible al principio de la reunión la captura por clases de edad para el norte y el sur.

A la sesión del Grupo de Especies asistió una impresionante lista de 28 científicos (de 6 Partes Contratantes, 1 Observador, y la Secretaría) (**Apéndice 1**). Se presentaron y estudiaron treinta y cinco documentos nuevos (**Apéndice 2**). Merece reconocimiento el hecho de que los científicos hayan actuado con transparencia en cuanto a compartir datos para las series de datos combinados, y por compartir conjuntamente las tareas analíticas asociadas a la evaluación de stock. La sesión también se benefició de la participación activa del Secretario Ejecutivo Adjunto y el Experto en Dinámica de Poblaciones en los debates.

Se recomienda celebrar la próxima Evaluación de Stock de Pez Espada en 2002. En los próximos meses se desarrollará el Plan de Trabajo para el año próximo y un Plan de trabajo provisional hasta la próxima evaluación en el 2002.

SWO-ATL-1. Descripción de las pesquerías

a) Perspectiva de las pesquerías

Las pesquerías de palangre dirigidas de España, Estados Unidos y Canadá han venido operando desde finales de los años 50 o principios de los 60, y las pesquerías de arpón existen desde los últimos años de 1800. La pesquería japonesa de palangre dirigida a los túnidos se inició en 1956 y desde entonces ha venido operando en todo el Atlántico, con importantes capturas secundarias de pez espada en sus pesquerías de túnidos. Hay otras pesquerías dirigidas al pez espada (Brasil, Marruecos, Portugal, Sudáfrica, Uruguay y Venezuela) y capturas secundarias u oportunistas que obtienen pez espada (Taipei Chino, Corea, Francia y Brasil). En opinión de los científicos del SCRS, los datos de desembarques de la

Tarea I de ICCAT facilitan estimaciones, mínimas a causa de los desembarques no comunicados de barcos con bandera de conveniencia y de otras procedencias, que incluyen países miembros y no miembros. La distribución reciente de las capturas de palangre de pez espada se muestra en la **Figura 1**.

La captura atlántica total comunicada de pez espada (norte y sur, incluyendo descartes) alcanzó un pico histórico de 38.877 t, un 14% más que la cifra de captura máxima de 34.177 t en 1989 (**Tabla 1 y Figura 2**). La captura comunicada para 1998 fue de 26.156 t. Dado que algunos países todavía no han informado sobre sus capturas, este valor debe considerarse provisional y sujeto a revisión.

Desde 1989 a 1998, la captura comunicada para el Atlántico norte (desembarques + descartes) ha promediado en torno a 15.200 t (**Tabla 1 y Figura 2**), aunque en 1998 los desembarques más los descartes se redujeron a 12.175 t, en respuesta a las recomendaciones regulatorias de ICCAT. En 1998, España y Estados Unidos disminuyeron sus desembarques máximos del Atlántico norte en un 63% desde 1987 y en un 52% desde 1989, respectivamente, en respuesta a las recomendaciones de ICCAT. Si se contabilizan los descartes de Estados Unidos, los desembarques y descartes totales de ese país han disminuido en un 46% en relación al nivel máximo de captura de 1989. La reducción de los desembarques también se ha atribuido a cambios en la distribución de las flotas, incluyendo la salida de algunos barcos del Atlántico. Además, algunas flotas, entre ellas las de Estados Unidos, España, 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.

La captura comunicada del Atlántico sur (desembarques más descartes) fue relativamente baja (en general inferior a 5.000 t) hasta los años 80. Desde entonces, los desembarques se han incrementado continuamente a lo largo de los años 80 y 90, hasta alcanzar un pico de 21.654 t en 1995, niveles que están en línea con las capturas máximas del Atlántico norte), seguidos de una reducción en torno al 38%, a 13.486 t en 1998. Desde 1988, los desembarques comunicados han excedido la cifra de 12.000 t. El pico histórico en los desembarques comunicados para 1995 era un 26% superior a los desembarques comunicados en 1990 (17.215 t). El incremento en los desembarques fue en parte el resultado de desplazamientos progresivos del esfuerzo pesquero hacia el Atlántico sur, principalmente desde el Atlántico norte, así como de otras aguas.

Sólo Estados Unidos (1991-1998) y Canadá (1997-1998) comunican estimaciones positivas de descartes muertos. España comunica cero descartes muertos. Tanto Estados Unidos como Canadá emplearon datos de observadores científicos para estimar los descartes muertos. La estimación de Canadá establece que la proporción del peso de los descartes muertos en relación a los desembarques comunicados es igual a la proporción de descartes muertos que se observa en comparación con los desembarques observados. Sin embargo, basándose en la información obtenida de los científicos nacionales, el Comité se muestra preocupado por la representatividad del muestreo canadiense. Estados Unidos empleó las CPUE de los datos de observadores y/o de los datos facilitados por los patrones en los cuadernos de pesca para estimar los descartes muertos. Estas estimaciones se incluyen en la valoración de la evaluación de stock y en previsiones directas.

b) Examen de las recientes tendencias en las pesquerías

Hay otras naciones y entidades pesqueras de las cuales existen datos de desembarques comunicados pero no información adicional sobre los desarrollos recientes.

BERMUDA: en 1998 hubo dos palangreros pescando pez espada en Bermuda, y se comunicaron 5 t. Todos los barcos palangreros con base en Bermuda están equipados con sistema de seguimiento de barcos (VMS, SCRS/99/111).

BRASIL: Hasta los primeros años de la década de los 80, el pez espada se obtenía como captura secundaria de la pesquería de palangre dirigida a los túnidos; también se obtuvieron capturas oportunistas en la pesquería dirigida al pez espada llevada a cabo hace algunos años. A mediados de los ochenta, debido al incremento de los precios pagados por especies de tiburones, los palangreros brasileños comenzaron a perseguir tiburones, y en consecuencia sus capturas alcanzaron más del 50% del peso total de la pesca. En 1992, se introdujo en aguas brasileñas la pesquería dirigida de pez espada por barcos alquilados, con pabellón extranjero, que empleaban el palangre de monofilamento. A partir de 1994, los palangreros de Brasil empezaron a cambiar al palangre de monofilamento y sustituyeron a los tiburones como especie-objetivo por pez espada. Los barcos de otras pesquerías iniciaron la captura dirigida al pez espada, y por embarcaciones pequeñas y artesanales de la región nordeste del Brasil. Se produjo una ampliación de los caladeros, principalmente hacia aguas de alta mar, y desde 1995 se ha venido observando un incremento en el número de barcos pesqueros. En 1998, las capturas de palangre fueron de 3.899 t (estimación preliminar) en comparación con 1.892 t en 1996 y 4.100 t en 1997.

CANADÁ: En 1998, los desembarques nominales canadienses fueron de 1.115 t, lo que indica un incremento del 2% en relación a los de 1997 (1.089). Aunque la mayor parte de los desembarques proviene del palangre, en 1998 se desembarcaron 240 t de arpón, la cifra de captura más alta desde 1967. Además, basándose en datos de observadores a bordo, se calculó que la flota palangrera de pez espada había descartado aproximadamente 52 t de pez espada muerto; sin embargo se expresó preocupación acerca de la validez de la estimación de 1998, debido a problemas de muestreo (SCRS/99/77). Sólo 49 de los 77 palangreros con licencia de pesca desembarcaron pescado en 1998, debido principalmente a las restricciones de cuota y reducidos precios del pez espada. Esta situación presenta un fuerte contraste con el período 1993-1996 cuando todas, o casi todas las licencias estaban en activo debido al declive de los stocks de peces demersales.

TAIPEI CHINO: El pez espada es principalmente una captura secundaria de las pesquerías de palangre que persiguen patudo y atún blanco. Los desembarques en 1998 fueron de 286 t en el Atlántico norte, y de 1.147 t en el sur (SCRS/99/131), lo que representa una reducción en relación a los desembarques comunicados en 1997 de un 44% y 55% respectivamente. Estas reducciones son el resultado de restricciones impuestas a la captura de pez espada y de las especies-objetivo. En general, el número de barcos en 1998 (195) se redujo ligeramente en relación al de 1997, debido a la regulación de patudo. También se observó que algunos barcos se habían trasladado al océano Índico durante una parte del año.

CE-PORTUGAL: Los desembarques del Atlántico norte realizados por Portugal en 1998 fueron de 773 t, lo que significa una reducción del 61% en relación a los desembarques máximos comunicados en 1993 (1.961 t). Los desembarques del Atlántico norte han disminuido como consecuencia de las restricciones de cuota. El número de licencias se redujo en 1997 y 1998, y la pesquería se cierra cuando la cuota está completa. Todos los barcos deben presentar mensualmente sus cuadernos de pesca, so pena de ver su licencia cancelada. En 1998, las capturas comunicadas para el Atlántico sur fueron de 384 t, cifra que representa una disminución del 13% en relación a los desembarques de 1997.

CE-ESPAÑA: No se produjeron cambios de importancia en las pesquerías españolas en 1998, aparte de los que tuvieron lugar a causa de las regulaciones. En el norte, los desembarques en 1998 fueron de 4.079 t, un 21% de descenso en relación a los desembarques de 1997 y un 41% en relación a los desembarques comunicados en 1995. Se observó que en los últimos años la flota del Atlántico norte se ha convertido más en una pesquería multiespecífica, a causa de variaciones en el mercado (incremento en el precio de otras especies) y a un desplazamiento de los barcos hacia otros mares distintos del Atlántico. Las capturas comunicadas del Atlántico sur fueron de 5.831 t, con un descenso del 48% en relación a las capturas máximas de 1995 (11.290 t).

JAPÓN: La cantidad de captura de pez espada por los palangreros japoneses en el Atlántico se estimó en unas 2.825 toneladas en 1997, y en unas 2.493 en 1998. Las cifras de captura del Atlántico norte

(norte de 5°N) se estimaron en unas 1.178 t en 1997 y 1.526 t en 1998, y en cuanto al Atlántico sur (sur de 5°N), se calculó en 1.643 t en 1997 y 963 t en 1998. Las cantidades de captura de pez espada del Atlántico norte en 1997 y 1998 fueron el 19% y el 54% superiores a la media del primer semestre de los años 90, respectivamente, mientras que en el Atlántico sur en 1997 y 1998 fueron un 63% y un 78% inferiores a la media del primer semestre de los años 90. La cantidad de pez espada capturado mostró una tendencia ascendente en el Atlántico norte y una tendencia descendente en el Atlántico sur desde mediados de los 90. El motivo principal de esta situación se debía a la transferencia de caladero de los palangreros japoneses que capturaban patudo en el área tropical y subtropical del Atlántico sur hacia el norte. El número de lances de los palangreros japoneses en 1998 se estimó en unos 37.500, lo que significa un 10% menos que en 1997; sin embargo, el nivel de esfuerzo actual permaneció relativamente alto en comparación al de los años 80. Esto se debe a la tendencia decreciente de la tasa de captura de patudo en el Pacífico y a la regulación de la pesquería de atún rojo del sur.

MARRUECOS: Se han revisado las capturas históricas, de forma que la mayoría de éstas se registran como obtenidas del Mediterráneo. En 1998, se aportó una justificación de tipo administrativo para realizar esta revisión, si bien no existe una justificación clara de orden biológico. Se solicita a Marruecos que facilite anualmente datos de captura y talla por área real de captura (véase SWO-ATL-5).

SUDÁFRICA: Hasta hace poco, el acceso a los stocks de pez espada estaba reservado a los pescadores deportivos, según la legislación nacional. Había una captura secundaria incidental insignificante en el palangre de tiburones y pesquerías de arrastre para demersales. La solicitud local de acceso comercial a los recursos de pez espada se ha incrementado desde 1990, impulsada por las capturas obtenidas en la ZEE de Sudáfrica por flotas extranjeras. En noviembre de 1997 se inició una pesquería de palangre pelágico. Si bien en un principio se entendía como una pesquería dirigida a los túnidos, se ha convertido con rapidez en una pesquería con el pez espada por objetivo (SCRS/99/38 y 120). El principal caladero, explotado por barcos locales y un creciente número de barcos extranjeros, se encuentra frente a la punta de Agulhas Bank, justo al este del meridiano 20°E. También se han realizado capturas frente a la costa oeste de Sudáfrica y frente a Namibia. La captura total de pez espada obtenida por los barcos sudafricanos en 1998 fue de 468 t, y de éstas, se estima que 169 se obtuvieron en el área de ICCAT. La pesquería se caracteriza por las fuertes tasas de captura de grandes peces (SCRS/99/38). A pesar de que la expansión incontrolada de la pesquería de alta mar frente a Agulhas Bank es exterior a la zona del Convenio de ICCAT, la proximidad a la frontera (dentro de las 15 millas náuticas) significa que tiene el potencial para impactar sobre los stocks comprendidos dentro de la zona del Convenio de ICCAT.

ESTADOS UNIDOS: Para 1998, la estimación provisional de los desembarques estadounidenses y los descartes muertos de pez espada fue de 3.655 t. Esta estimación es inferior en un 5% a la de 3.840 t para 1997. El descenso de los desembarques de Estados Unidos, en comparación a la media de 1989-90 de unas 5.000 t por año se debió, en parte por lo menos, a las regulaciones nacionales implementadas, que establecían niveles permisibles de desembarques de pez espada atlántico en el país, basándose en una captura anual (junio-mayo). Los desembarques comunicados para el Atlántico sur en 1998 (170 t) descendieron en un 62% a partir de los desembarques estimados en 1997 (417 t).

SWO-ATL-2. ESTADO DE LOS STOCKS

a) Estructura de stock

Áreas de desove

Se emplearon los datos de 1998 de Estados Unidos, Japón y España para crear mapas de esfuerzo de palangre, número de ejemplares de pez espada capturados, y captura de peces espada por 1.000 anzuelos (CPUE) (**Figura 3a y b**) Los peces espada se dividieron en tres categorías de talla: inferior a

125 cm LJFL, 125 a 170 cm LJFL, y superiores a 170 cm LJFL. Se realizaron gráficos de captura y de CPUE para cada categoría de talla, y para cada trimestre del año. También se crearon gráficos de esfuerzo para cada trimestre. La alta CPUE de peces inferiores a 125 cm (edad tres y menos) se observó en el área que se sugería era una zona de puesta por el sex ratio por clase de talla (Mejuto et al. 1998), mientras que la CPUE de los peces superiores a 170 cm (que corresponde, *grosso modo*, a la distribución de SSB) en el área hipotética eran inferiores a los de las áreas tróficas y de migración. Este hecho podría atribuirse a que la mayor parte de los peces capturados en la hipotética área de desove no habían alcanzado su plena madurez.

Marcado

Se presentaron dos documentos sobre marcado. El primero (SCRS/99/78) exponía una actualización del programa de marcado cooperativo canadiense de pez espada (<119 cm LJFL) llevado a cabo entre 1993 y 1997. Se marcó un total de 357 juveniles de pez espada, que fueron liberados durante este periodo dentro de la ZEE de Canadá. Entre marzo de 1994 y agosto de 1998 se informó de siete recapturas; dos en medio del Atlántico, cuatro dentro de la ZEE de Canadá y una al este de Bahamas.

El segundo documento (SCRS/99/113) resume las recapturas de pez espada en el océano Atlántico por la flota comercial de palangre de España durante el período de 1984 a 1999. Se incluye en esta información un total de 47 recapturas. La flota española recuperó 37 marcas aplicadas durante programas de marcado de otros países u organizaciones, y nueve marcas españolas. Una de las marcas españolas fue recuperada por un barco estadounidense. La mayoría de las recuperaciones se obtuvo en el Atlántico norte, entre 20° N-45° N y 5°N W-60° de individuos marcados al norte de 10°N. Sólo se produjeron 3 recuperaciones en el Atlántico sur, entre 20°S y 25°W de individuos marcados al sur de 20°S. También se informaba sobre mejoras en la técnica de marcado de pez espada, que produjo una tasa de recaptura de 5.66% en ese estudio en particular. Este implicaba mantener al pez sumergido en el agua durante toda la operación, y marcar únicamente animales a los 20 kilos.

Ambos documentos (SCRS/99/78 y 113) coinciden con las recomendaciones del Grupo de Especies sobre pez Espada (Anón., 1999) en cuanto a que, dada la frágil naturaleza del pez espada, es necesario analizar críticamente las metodologías de marcado. Específicamente, evitar marcar peces inferiores a 20 kg peso vivo, y emplear técnicas de marcado que reduzcan al mínimo la manipulación del pez.

CPUE

En el pasado, se han observado comparativamente las tendencias de la CPUE estandarizada como debates a favor o en contra de una particular hipótesis de estructura de stock. El Documento SCRS/99/75 muestra diferencias cuantitativas sustanciales en los valores de CPUE obtenidos en ambos los lados del paralelo 5° N para peces superiores a 130 cm LJFL, confirmando las observaciones anteriores (SCRS/96/138 y SCRS/97/32).

Genética

Se presentó un documento, SCRS/99/89, que describía el empleo de datos genéticos para diferenciar el stock atlántico de pez espada. Se circuló para conocimiento un segundo documento, de S. Chow y H. Takeyama. Ambos documentos examinan los esquemas de la variación genética contenida en las secuencias intermedias no codificadoras (intrones) del ADN de los genes nucleares de copia única. En el primer documento (SCRS/99/89) se caracterizan los intrones de los genes nucleares de la aldolasa b (*aldB*) y de lactato dehidrogenasa A (*ldhA*). Se analizó un total de 366 peces en cuatro muestras, dos del Atlántico NW y dos de las aguas templadas del Atlántico sur. No se halló que hubiera diferencias

significativas en la frecuencia de alelos dentro de cada región. Sin embargo, con ambos marcadores, sí se encontraron diferencias significativas ($P < 0.05$) entre las muestras del Atlántico NW y las del Atlántico sur. En un estudio anterior (SCRS/98/129) los mismos autores informaron sobre los análisis de muestras replicadas del Atlántico noroeste, Mediterráneo y Pacífico norte y utilizando los mismos dos genes (aunque *aldB* había sido incorrectamente identificado como *aldC*). En ese estudio anterior se demostró la estabilidad temporal en la frecuencia de los alelos para ambos loci del núcleo en todas las áreas estudiadas. Todas las comparaciones entre regiones revelaron diferenciaciones genéticas significativas entre los océanos. ($P < 0.01$). Los resultados que se presentan en estos dos estudios (SCRS/98/129 y SCRS/99/89) concuerdan con los de Chow y Takeyama, que emplean el intron del gen calmodulin 4 (*CaM*) y datos D-loop-RFLP. Específicamente, se hallaron diferencias significativas en la frecuencia de alelos entre las siguientes regiones muestreadas: mediterránea, del Atlántico noroeste, Atlántico sur y del Indo-Pacífico. De forma similar, se hallaron diferencias importantes en la frecuencia de alelos de *CaM* intron entre el Atlántico NW-Mediterráneo y los de las aguas templadas del Atlántico sur.

-- Diferenciación interoceánica

Niveles de flujo de genes entre el Océano Indico y el Atlántico sur. Las comparaciones entre las frecuencias de alelos, tanto mitocondriales como nucleares demuestran que estas dos regiones se encuentran bien diferenciadas (SCRS/94/127; SCRS/98/128; Chow y Takeyama, en imprenta). Las filogenias de los haplotipos mitocondriales junto con los esquemas en las distribuciones de frecuencia de alelos parece soportar un cierto nivel de flujo de genes histórico y actual entre el Indo-Pacífico y el Atlántico sur (SCRS/94/127): Además, el análisis detallado de la distribución de ciertos linajes mitocondriales es indicativo de un movimiento principal unidireccional de peces desde el océano Indico al Atlántico sur. Los científicos sudafricanos, en colaboración con científicos estadounidenses, están llevando a cabo en la actualidad un estudio genético para representar los esquemas de la distribución temporal y geográfica de los genotipos en torno a la costa sur de Sudáfrica.

Niveles de flujo de genes entre el Mar Mediterráneo y el Atlántico NE. El Documento SCRS/98/128 informa sobre el empleo de datos de la secuencia de ADNmt de 219 individuos para establecer niveles bajos de flujo de genes entre el Atlántico NE cerca de Gibraltar y el Mediterráneo oeste. El estudio confirma la pronunciada diferenciación genética existente entre estas dos regiones (SCRS/92/84; SCRS/94/27; véase también Chow y Takeyama). Un análisis detallado de la distribución de los haplotipos de ADNmt (SCRS/98/128 indica niveles extremadamente bajos de flujo de genes desde el Atlántico hacia el Mediterráneo. De la misma forma, el movimiento de los peces mediterráneos hacia el Atlántico parece restringirse a una zona de mezcla relativamente pequeña que se extiende hasta 15 grados oeste. En las muestras recogidas en la proximidad de Tarifa (oeste de Gibraltar) dominaban los peces de origen mediterráneo (SCRS/92/84; Chow y Takeyama). Estos hallazgos son coherentes con las observaciones de la biología reproductiva del pez espada en este área (SCRS/89/34, SCRS/91/37 (rev.) y 38 (rev). Además, el SCRS/98/128 comunica niveles de diversidad genética inferiores en el Mediterráneo que en el Atlántico, lo que concuerda con otros estudios (SCRS/94/27, SCRS/98/84, SCRS/98/93). Se recomienda el muestreo de áreas próximas a la costa de Marruecos para definir la extensión y los cambios estacionales de la zona de mezcla hacia el sur.

-- Subestructura de la población en el contexto del Atlántico

Atlántico NW vs. Atlántico sur. El Documento SCRS/98/127 informa sobre el análisis jerárquico de la diversidad nucleótida en las secuencias del ADNmt de 397 individuos para estudiar la diferenciación de la población entre el Atlántico NW y el Atlántico sur. Los autores ensayaron la hipótesis de que las muestras representativas de caladeros y de las zonas tróficas de cada una de estas dos zonas atlánticas se relacionan más estrechamente dentro del área que entre sí. Para realizar una comparación, también se incluyeron muestras del Mediterráneo, del océano Indico y del Pacífico norte. Se obtuvieron niveles

significativos de diferenciación entre todas las regiones ($P < 0.01$), que sugerían con fuerza que estas cinco regiones son genéticamente distintas. Además, las correspondientes zonas tróficas y de desove para el Atlántico NW y el Atlántico sur se relacionan más estrechamente dentro de la zona. Estos resultados acentúan la diversidad de la muestra del Atlántico sur en relación a la del Atlántico noroeste y la alta resolución de los datos secuenciales de ADNmt para establecer diferencias inter e intra oceánicas. El análisis de la variación genética de los introns del ADN del núcleo (SCRS/99/89 y Chow y Takeyama) corrobora los hallazgos obtenidos mediante datos mitocondriales. Tomados en su conjunto, un total de cuatro marcadores de ADN independientes dan una evidencia concluyente de que el Atlántico NW y el Atlántico sur corresponden a unidades reproductoras genéticamente aparte.

Estado del Atlántico NE. La región del Atlántico NE ha recibido una muy limitada cobertura de muestreo en cuanto a estudios de estructura de población de pez espada. Uno de los primeros estudios (SCRS/94/127) comparaba el ADN mitocondrial de 13 peces espada del Atlántico NE, capturados en las proximidades de Gibraltar. Este estudio no rechazaba la hipótesis nula de no diferencia entre el Atlántico NW y NE. Pero esta interpretación es cuestionable debido al pequeño tamaño de la muestra y porque contenía haplotipos del Mediterráneo y del Atlántico. Chow y Takeyama incluyeron dos muestras del Atlántico tropical (una al norte y otra al sur de 3°N) y ambas muestras no eran significativamente diferentes de las muestras del Atlántico sur templado, pero sí eran significativamente diferentes de las muestras del Atlántico NW. Dado que no se han representado zonas de desove para toda la región del Atlántico NE (SCRS/96/142) es extremadamente importante determinar el origen del pez espada en esa región. Considerando que esta información podría alterar los actuales puntos de vista sobre la estructura de la población de pez espada, debería considerarse una prioridad llevar a cabo estudios de genética de población empleando marcadores mitocondriales y nucleares.

-- Investigación en el futuro

Se identificaron dos áreas de estudio futuro a corto plazo para intentar aclarar la estructura genética del stock de pez espada del Atlántico. Se pueden representar como estudios inter océanos (entre el Atlántico y el Mediterráneo, y entre los océanos Atlántico e Indico) y en el contexto de los estudios del Atlántico.

La prioridad más alta se refería a investigación en el Atlántico, a efectos de determinar la composición genética de las capturas del Atlántico nordeste, principalmente lejos del área de Gibraltar, y el Atlántico tropical, oeste de 15°W. Esas zonas no han sido aún bien estudiadas y de ellas se obtienen capturas sustanciales (**Figura 1**). En opinión el Grupo, era necesario representar la composición genética de esas áreas antes de intentar tratar las cuestiones más amplias relativas a los límites y/o mezcla entre las sub-unidades atlánticas. El muestreo debería permitir realizar ensayos de la estabilidad temporal y especial en frecuencia de alelos en el marco de esas regiones y ensayos para determinar sus relaciones con los del Atlántico NW, Mediterráneo y Atlántico sur, ya identificadas. Otra región de la cual se necesita información sobre la composición genética para representar los esquemas genéticos dentro del Atlántico es la del Atlántico sudeste, pero el Grupo consideró que ese área era de menor prioridad debido a las escasas capturas, si bien en incremento, obtenidas en esa región.

Se le concedió una segunda prioridad a la definición de las relaciones entre los peces en los océanos, particularmente entre el Mediterráneo occidental y el Atlántico nordeste. Se sugirió que el pez espada del Mediterráneo oeste se encontraba presente estacionalmente en el Atlántico frente al sur de la Península Ibérica y al noroeste de África. El Grupo recomendó realizar investigación para ensayar esas hipótesis y representar adecuadamente las áreas de mezcla. Asimismo, el Grupo opinaba que sería importante representar la composición genética en áreas potenciales de solapamiento entre el pez espada del océano Indico y del Atlántico. Se consideró que el tema era de importancia a causa del desarrollo de las pesquerías sudafricanas y la ampliación de las flotas de alta mar en la región. No obstante, debido a

que las capturas en esas zonas permanecen relativamente bajas, se estimó que su importancia era menor que la del Atlántico noroeste y la investigación de la distribución temporal y espacial del pez espada mediterráneo en el Atlántico nordeste.

La investigación a largo plazo implicaría la identificación de los límites y/o zonas de mezcla. Esta información podría entonces emplearse para desarrollar estrategias de monitoreo, evaluación y ordenación.

Los siguientes detalles se refieren a la obtención de muestras de pez espada para realizar análisis de estructura de stock.

Genética. El Grupo solicitó la participación de naciones miembros y no miembros para colaborar en la obtención de muestras genéticas, y observó que las de los siguientes países serían particularmente útiles a causa del esfuerzo pesquero que ejercían en las regiones de interés, y porque poseen muchos programas de observadores o muestreo en activo de las pesquerías costeras: Brasil, Japón, Islandia, Portugal y España. Las muestras de las zonas costeras pueden ser recolectadas en los puertos próximos, si bien se prefiere el muestreo en la mar. Las muestras de otras zonas necesitan ser recogidas a través de programas de observadores. Actualmente, Brasil no tiene un programa de observadores, y debido a la importancia de su participación, se recomienda con energía establecer uno para el año próximo. Se observó que Japón ha comenzado a desplegar un pequeño número de observadores cada año, y que la mayor parte de ellos se encuentra en barcos en las zonas tropicales donde tiene lugar la mayor parte del esfuerzo. De manera similar, los observadores españoles se distribuyen en barcos que faenan en aguas distantes, tales como en la región ecuatorial y en el Atlántico sur. Sobre la base de la distribución de las capturas de pez espada y la descripción de las regiones biológicas que se describen en el documento SCRS/99/83, el muestreo debería concentrarse en las siguientes zonas: 1, 2, 6 (de transición), 6 (trófica), 7 y 8 (de reproducción). El Comité reiteró la recomendación del año pasado según la cual las muestras para realizar análisis genético se obtengan y analicen a partir de las pesquerías marroquíes en el límite de los stocks entre el Mediterráneo y el Atlántico. Específicamente, debería muestrearse un mínimo de 60-70 individuos cada año, trimestre y área (Atlántico y Mediterráneo) cubiertos por sus pesquerías durante dos años.

Otros estudios. Se han venido utilizando con éxito análisis de microelementos en otros peces para delinear la subdivisión y la composición de mezcla del stock. Este enfoque podría aplicarse potencialmente al pez espada, si bien el pequeño tamaño de los otolitos podría imponer limitaciones en cuanto al carácter factible del muestreo de campo. Además, dado que la mayor parte de los peces espada llegan a puerto manipulados, el potencial de muestreo en esos lugares quedaría extremadamente limitado. Sin embargo, debería llevarse a cabo un estudio piloto con un cierto número de individuos recolectados de áreas ampliamente separadas (por ejemplo, el Pacífico y el Mediterráneo) para examinar la resolución potencial de esta técnica para delimitar la subdivisión del stock y la composición de la mezcla del stock en el océano Atlántico, Mediterráneo e Indico. En particular, este enfoque, en conjunción con análisis genéticos podría demostrar ser extraordinariamente valioso para ayudar a resolver la extensión de la zona de mezcla del pez espada atlántico y mediterráneo al oeste de Gibraltar.

Prioridades en materia de evaluación

Teniendo en cuenta la información disponible sobre estructura de stock (resumida en la **Tabla 2**), el Grupo estableció las prioridades en materia de evaluación como sigue:

- 1) Atlántico norte (norte de 5° de latitud norte)
- 2) Atlántico sur (sur de 5° de latitud norte)

Es importante observar que son precisas medidas de ordenación en todo el rango de cualquier hipótesis de stock empleada a efectos de ordenación a la vista de la incertidumbre asociada al supuesto de estructura de stock del pez espada.

b) Captura por talla/edad (sin definir sexo y por sexos)

El SCRS/99/6 documenta detalladamente los procedimientos empleados para preparar los datos de captura por clases de talla y captura por clases de edad, por lo que aquí sólo se presenta un breve resumen:

-- Atlántico norte

Desde hace casi una década, el Grupo de Especies sobre el Pez Espada ha venido trabajando en el desarrollo de análisis específicos del sexo. Siguiendo las recomendaciones de la reunión de Bermuda en 1998, el documento SCRS/99/83 presentó datos de sex ratio por clases de talla (SRS), por área y trimestre. El Grupo acordó utilizar las mismas claves SRS por áreas/trimestre en el SCRS/99/83 para todos los países, artes y años. El documento SCRS/99/94 comparaba las estimaciones de CAS por sexo para España utilizando las claves acordadas por el Grupo, en vez de las que se obtuvieron empleando directamente muestras de sexo españolas, y concluyó que las diferencias eran insignificantes.

A causa de que las áreas empleadas para los datos SRS son más pequeñas que las tradicionalmente utilizadas con anterioridad para establecer la talla, la preparación de los datos CAS partió del procedimiento tradicional adoptado en recientes evaluaciones de pez espada. Taipei Chino, Japón (SCRS/99/126) y Estados Unidos (SCRS/99/86) facilitaron sus propios CAS por datos de sexo por área reducida. Los datos CAS presentados por España y Canadá fueron procesados por la Secretaría, para conformarlos con las nuevas definiciones de áreas reducidas. Los datos de todas las demás naciones fueron preparados por la Secretaría, empleando muestras o sustituciones que coincidían muy de cerca o con exactitud, dependiendo de la escala espacial empleada por cada país para la comunicación, con las nuevas definiciones de área (véase el SCRS/99/6 para más detalles).

El CAS por sexo se convirtió en CAGE, utilizando el programa AGEIT, con curvas de crecimiento específico de la edad desarrolladas por Ehrhardt et al. (SCRS 1996, **Figura 4**):

$$l_t = 364.69[1-\exp(-0.0262 \times 1.898 (t+0.556))]^{(1/1.898)} \quad \text{para las hembras,}$$

$$l_t = 189.58[1-\exp(-0.105 \times 2.009 (t+0.41))]^{(1/2.009)} \quad \text{para los machos.}$$

(Relaciones entre tallas en cm LJFL y edad en años)

Se obtuvo CAGE combinado por sexos juntando los conjuntos de datos específicos del sexo. Las tablas resultantes se presentan en la **Tabla 3**. También se prepararon tablas por nación y arte a efectos de calcular las selectividades parciales de los artes para calibrar el modelo de evaluación de stock (Sección 2.f).

El Grupo también convirtió CAS en CAGE empleando el programa AGEIT, con la curva de crecimiento “unisex” de Gompertz utilizada en evaluaciones anteriores:

$$w_t = 305.56 \exp[-4.6235 \exp(-0.305815 t)] \quad \text{(Peso total en libras)}$$

$$l_t = 44.2237 \quad w_t = 0.29257 \quad \text{(LJFL en cm)}$$

La tabla resultante CAGE también se muestra en la **Tabla 3** para poder establecer comparaciones con la tabla obtenida empleando curvas de crecimiento específicas del sexo. La **Figura 5** muestra el efecto que produce de utilizar ecuaciones de crecimiento específicas del sexo para hacer deducciones acerca de la mortalidad global del stock: el empleo de las ecuaciones específicas del sexo para obtener la selección del punto de corte de las cohortes se traduce en un mayor número de más peces agrupados en los grupos de mayor edad, y por tanto, en estimaciones inferiores de tasas de mortalidad de las que resultarían utilizando las ecuaciones de Gompertz.

Hay algunos problemas en la extrapolación de los datos de talla a la captura en peso, para los cuales el SCRS empleó en el pasado tres relaciones talla-peso. Como las pequeñas áreas empleadas para crear el CAS para esta evaluación llenan el vacío de las áreas más amplias de muestreo utilizadas en años anteriores, el Grupo decidió asignar las tres relaciones talla-peso a las nuevas zonas, tal como se discute en el SCRS/99/6.

Relación	Zona ICCAT	Zona nueva
DWT=4.592x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.1370} (Turner 87)	92, 92, 93	92, 17, 93
RWT=4.203x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2133} (Mejuto 88)	94A	91, 1, 3, 7
RWT=3.433x10 ⁻⁶ LJFL ^{3.2623} (Mejuto 99)	94B	2, 4, 5, 6, 8, 9

El Grupo recomendó evaluar la idoneidad de estas relaciones para aplicarlas en las zonas nuevas.

-- Atlántico sur

Se actualizó el CAS creado en la evaluación de 1996. Si bien se han empleado los mismos procedimientos de años anteriores (SCRS/99/6), se han producido cambios en los datos, principalmente para Brasil, a continuación de la Reunión Preparatoria de Datos celebrada en Tamandaré en 1999.

El CAS se convirtió a CAGE utilizando el programa AGEIT, con la curva de crecimiento utilizada anteriormente por el SCRS, que es la ecuación de Gompertz desarrollada con datos de marcado de especímenes del norte. El CAGE para el sur se presenta en la **Tabla 3**.

c) Tasas de captura

General

El marcado se ha convertido en un tema de la mayor importancia en la mayoría de las pesquerías de palangre. Algunas pesquerías (por ejemplo, la flota española) se están apartando de la captura de pez espada en favor de la captura multiespecífica, mientras que otras están abandonando la captura del tiburón y dirigen el esfuerzo alpez espada (por ejemplo, la flota de Brasil). Estas tendencias cambiantes en la búsqueda, si no se toman en cuenta en el proceso de estandarización de la CPUE, podrían sesgar la CPUE estandarizada estimada.

En la mayor parte de los casos, no se encuentran disponibles los datos de los artes y/o los datos a escala fina de la pesca selectiva para realizar análisis cuantitativos de la captura dirigida. Anteriormente, se utilizaron varios enfoques para deducir la pesca selectiva de los datos de captura. Sin embargo, se ha probado que algunos enfoques sesgan la tendencia estandarizada de la CPUE. La relación teórica de la "proporción de captura" empleada como una aproximación de la pesca selectiva se debate en el SCRS/99/125, y concluye que la proporción de captura podría traducirse en sesgo si existe una diferencia en las tendencias temporales de la abundancia entre las especies-objetivo.

Se utilizaron algunas simulaciones para investigar el efecto de diferentes enfoques para deducir información selectiva a partir de los datos de captura. Estas simulaciones mostraron la importancia de efectuar la selección, y que bajo determinados escenarios algunos enfoques empleados para deducir la selección pueden sesgar los resultados (véase más adelante). Aunque algunos enfoques parecen ser más aceptables que otros, el Grupo opinó que estas investigaciones críticas no permitían una elección obvia de los métodos más adecuados para tratar la deducción de la captura selectiva a partir de los datos de captura. Se recomendó llevar a cabo más estudios de simulación para evaluar el comportamiento de los enfoques utilizados por científicos del SCRS en el Grupo de Trabajo ICCAT sobre Metodología.

-- Atlántico Norte

El Grupo de Especies examinó información estandarizada de la tasa de captura específica de la edad del Atlántico norte para las pesquerías de palangre de Japón (SCRS/96/135), CE-España (SCRS/99/56), Estados Unidos (SCRS/99/87) y Canadá (SCRS/99/76) (**Tablas 4, 5; Figuras 6, 7**). Estas series de tasas de captura se actualizaron a partir de análisis anteriormente presentados, para incluir información sobre captura y esfuerzo durante 1998.

Para las series temporales de Japón, España, Estados Unidos y Canadá, se llevaron a cabo dos clases de estandarización de tasas de captura por edad; 1) determinación de la edad de las capturas mediante la curva de crecimiento de Gompertz para sexos combinados (“unisex”); y 2) determinación de las capturas mediante ecuaciones de crecimiento específicas del sexo (Ehrhardt et al., 1996) tras separar la captura por sexos utilizando sex ratio por claves de talla (SCRS/99/83). Este último enfoque se eligió para facilitar una base que permita llevar a cabo análisis de evaluación de stock específicos del sexo.

El Grupo sobre Especies observó que se han tenido en cuenta en los procedimientos de estandarización aplicados a los cambios en las características operacionales y selectivas de la pesca de las diversas flotas, tales como cambios en la especie-objetivo y estrategias operativas de las flotas españolas (sólo índice de biomasa, no se considera la captura dirigida en los análisis específicos de edad y edad/sexo), de Taipei Chino y de Japón.

El Grupo sobre Especies también examinó información sobre la tasa de captura utilizada para desarrollar y actualizar el índice de biomasa estandarizado del Atlántico norte para los conjuntos de datos de Estados Unidos, Canadá, Japón y CE-España (SCRS/99/88, **Tabla 6, Figura 7 bis**). Durante la reunión, CE-Portugal (SCRS/99/129) y Taipei Chino presentaron índices de biomasa de sus respectivas pesquerías en el Atlántico norte. El Grupo sobre Especies decidió examinar y evaluar estos índices antes de incluir los modelos de producción en la biomasa. Las tasas nominales de captura de la biomasa se estandarizaron utilizando un protocolo GLM, incluyendo año, zona, trimestre y una variable nación-operación que incluye el arte y/o diferencias operativas pensadas para influir en la capturabilidad del pez espada. Asimismo, se incluyó una variable de pesca selectiva para incluir mareas donde los túnidos y/o tiburones fueran dominantes en la captura, lo que también podría ser indicativo del esfuerzo dirigido a estas especies.

En las **Figuras 6, 7** se muestran los índices estandarizados que se consideran para su aplicación en la calibración del VPA y la modelización de la producción de stock en situación de no equilibrio para la hipótesis de stock del Atlántico norte. El Grupo sobre Especies decidió incluir los siguientes índices para el análisis VPA específico por sexo: España, edades 1-9+; Canadá, edades 2-9+; Japón, edades 3-9+; y Estados Unidos, edades 1-9+ (con exclusión de las edades 1 y 2 desde 1991 a 1998). En el modelo de VPA por sexos agrupados se utilizaron los siguientes índices: España (“unisex”), edades 1-5+; Canadá (“unisex”), edades 2-5+, Japón (“unisex”) edades 3-5+, y Estados Unidos (“unisex”) edades 1-5+.

En 1991, Estados Unidos implementó una regulación de talla mínima, en conformidad con la recomendación de ICCAT. Esta regulación se tradujo en un descenso en el número desembarcado por Estados Unidos de peces con talla inferior a la mínima. En los índices específicos de la edad, se estimó que los valores de CPUE de edades 1 y 2 desembarcadas estaban afectadas después de 1990, y no se emplearon en la calibración de los modelos de evaluación. Estados Unidos también presentó índices estandarizados del programa Pelagic Observer para las edades 0, 1 y 2 (1992-1998) (SCRS/99/87), pero no se incluyeron en el análisis VPA debido a la brevedad de las series temporales de esta fuente de datos. No obstante, el esquema reciente en las series es coherente con la información del índice de España sobre peces pequeños. Se consideró que las tasas de captura de peces pequeños, basadas en registros de desembarques de las pesquerías de España y Canadá no estaban afectadas por las regulaciones de talla mínima para el período durante el cual se llevaron a cabo los análisis. En el contexto de los índices específicos por edad/sexo se observó que las CPUE estandarizadas para el grupo macho-plus eran significativamente superiores a las de edades anteriores, y que había una marcada tendencia decreciente desde comienzos de la década de los 80 hasta 1987. Este comportamiento se observó en los índices estandarizados de Estados Unidos, España y Canadá. Un mayor debate señaló que el método de determinación de la edad-selección del punto de corte por edad para las capturas tiende a acumular un gran número de machos en el grupo plus. Este es el resultado del modelo de crecimiento aplicado a los machos, donde la talla máxima del pez espada macho está muy por debajo de las tallas máximas observadas. El Grupo sobre Especies recomendó examinar y evaluar nuevamente modelos de crecimiento, en particular para el pez espada macho.

-- Atlántico Sur

Se celebró una reunión informal (imprevista) antes de la reunión principal del Grupo de Trabajo (23-25 de septiembre, 1999) para finalizar los cálculos para una serie de CPUE estandarizada para el pez espada del Atlántico sur. El Grupo estudió el informe de la Reunión Preparatoria de Datos que tuvo lugar en Tamandaré, Brasil (SCRS/99/19) y examinó dos documentos preparados en respuesta a las recomendaciones de la misma. Los documentos presentaron la CPUE estandarizada de las pesquerías de palangre de pez espada de Brasil (SCRS/99/19) y España (SCRS/99/32) y la CPUE estandarizada de la captura secundaria de las pesquerías de palangre pelágicas de Taipei Chino y Japón (SCRS/99/122) (**Figura 7c**).

Pesquerías selectivas de pez espada. El debate sobre la CPUE estandarizada de la pesquería de palangre selectiva española para el pez espada (SCRS/99/32) fue breve. El primer autor señaló que los datos disponibles de la pesquería española en 1989 eran muy escasos, sólo 69 registros, y casi todos eran de una única zona. Se seleccionó como caso básico la CPUE estandarizada de España para 1990-1998, que incorpora una variable de pesca selectiva deducida de los datos de captura (SCRS/99/32).

La pesquería brasileña utilizaba palangres tradicionales para capturar tiburones. Recientemente, la flota se convirtió a palangres de monofilamento en superficie para capturar pez espada. Un examen de los datos de la pesquería de palangre de Brasil (**Tabla 7**) muestra que el palangre tradicional se empleó entre 1986 y 1996 y los palangres de superficie a partir de 1994 en adelante. La serie de CPUE estandarizada que se presenta en el SCRS/99/19 (**Figura 8**) muestra una tendencia ascendente desde 1986 a 1994, seguida de una tendencia decreciente.

Los pescadores que empleaban el arte normalizado probablemente fueron cambiando su estrategia de pesca en el tiempo, en un intento por maximizar sus capturas de pez espada antes de convertirlo al nuevo arte de monofilamento. Este cambio en la estrategia de pesca podría producir la observada creciente tendencia en la CPUE, con independencia de los cambios en la abundancia del pez espada. Por lo tanto, es importante incorporar en el GLM el cambio en la selectividad. El Grupo fue informado de que los datos de las capturas de tiburones estaban disponibles en la actualidad sólo desde 1992 a 1995. Se

investigó el efecto de incluir una variable de selectividad para el arte tradicional desde 1992 a 1995. Aunque la serie era demasiado corta como para ser utilizada en esta evaluación, los resultados fueron alentadores, y mostraron una mejora en el ajuste de GLM (**Apéndice 3**). Se comunicó al Grupo que existe información adicional sobre las capturas de tiburones, y que podría incorporarse en futuras evaluaciones de stock. En consecuencia, se decidió excluir los datos de tasa de captura de Brasil del arte de palangre normalizado. La serie temporales del arte de palangre de superficie es en la actualidad demasiado corta y no puede utilizarse de momento.

Pesquerías no dirigidas al pez espada. El debate sobre las pesquerías no selectivas trataba de tres temas: registros de captura cero, elección de modelo, y diferencias en las tendencias entre áreas. Hay una alta proporción de registros con capturas cero de pez espada en las pesquerías de palangre pelágico de Taipei Chino y Japón (SCRS/99/122). En una pesquería, se seleccionan las estrategias y los artes para optimizar la tasa de captura de las especies-objetivo (patudo, rabil y atún blanco). Estas prácticas pesqueras podrían reducir la disponibilidad del pez espada a la pesquería, traduciéndose en altas proporciones de registros de captura cero que no guardan relación con la abundancia.

Se agregaron los datos de captura y esfuerzo por cuadrículas de 5x5, mes y área, lo que absorbió muchos de los ceros. Se sugirió que, a un nivel tan alto de agregación, podrían excluirse del análisis los restantes registros de capturas cero. Una sugerencia en sentido contrario indicaba que este efecto sería grave sólo si el efecto anual de análisis de la tasa positiva de captura y la proporción de los registros de captura positiva estuvieran en conflicto.

Se ensayaron las repercusiones que tendría excluir los registros de captura cero empleando un modelo delta- lognormal (DLN) para estimar las tendencias en los efectos anuales de los registros positivos de CPUE, y en la proporción de CPUEs positivas. Las repercusiones anuales estimadas a partir de datos positivos de CPUE muestran un fuerte declive a lo largo del tiempo. Si bien la tendencia en la proporción de capturas positivas es prácticamente plana, hay un ligero declive (**Figura 9**). El fuerte grado de agregación en los datos podría reducir la tendencia en la ocurrencia proporcional de registros de captura positivos, y la conclusión fue que las tendencias no son contradictorias. Por lo tanto, se incluyeron los registros de capturas cero en el análisis. Se observó, no obstante, que la inclusión de registros de capturas cero en la estandarización de DLN estimará una tendencia al declive más pronunciado cuando la tendencia en las tasas de captura positivas y en la proporción de registros positivos de CPUE muestre tendencias descendentes.

El próximo tema a resolver fue el de elección de modelo. Se consideraron las opciones de un modelo DLN y un Modelo Lineal Generalizado multiplicativo (GLM). Los datos de la CPUE de Japón del Área10 muestran una tendencia al ascenso en la proporción de registros de captura cero. En consecuencia, el Grupo de Especies decidió que este conjunto de datos facilitaría una comparación adecuada entre los enfoques de DLN y GLM. Una parte integral de este debate se dedicó a la magnitud de la constante a añadir a la CPUE observada para registros con CPUE cero. Los ajustes de GLM que emplean un rango de constantes (**Figura 10**) mostraron que el GLM no era sensible a la magnitud de la constante. El Grupo de Especies seleccionó una constante de unidad para el caso básico, como se emplea en el SCRS/99/122. No había una diferencia marcada entre los ajustes de GLM y DLN a los datos de Japón para el Área 10 (**Figura 11**) o al conjunto completo de datos que incorporan la interacción año*área como un efecto aleatorio. El Grupo de Especies seleccionó el GLM sencillo como modelo más apropiado.

El tema final que hay que decidir es si se procede a ajustar GLMs separados para cada área o utilizar el área como un factor en el modelo. Las dos vertientes del debate son:

- < Si el pez espada del Atlántico sur comprende un solo stock, las tendencias de las tasas de captura de las distintas áreas estarán correlacionadas (en efecto, esta opción implica un

único stock sur panmítico). Al ajustar un GLM único a todo el conjunto de los datos, el empleo del área como factor incluirá esta correlación. Además, evita la necesidad de determinar los factores de ponderación para las diversas áreas. Por otra parte, un GLM único contemplaría diferencias en las tendencias entre áreas como diferencias en la abundancia de pez espada entre áreas. No obstante, la mayor parte de estas diferencias podrían ser sistemáticas de la naturaleza de la captura secundaria de las pesquerías.

- < Si El documento SCRS/99/122 mostraba la existencia de diferencias significativas en las tendencias entre las áreas. Estas diferencias podrían ser el resultado de los pesqueros que practican la pesca selectiva, es decir, reflejan los efectos de distribución de la flota en vez de la de pez espada. Ajustar GLMs separados implica que no hay movimiento, o es limitado, de pez espada entre las áreas. Además, será necesario emplear factores de ponderación estimados para combinar los resultados de GLM separados para facilitar una única serie estandarizada de CPUE.

Se completaron los análisis que utilizaban ambas opciones, y los resultados se presentan en la **Figura 12**. La diferencia entre los GLM agregados por área y separados por área no es marcada. El Grupo opinó que había ventajas y desventajas en ambos enfoques, y que ninguno de ellos era claramente superior al otro. Sin embargo no hay datos japoneses de CPUE para el Atlántico sudoccidental. Esto hará imposible aplicar un GLM único con una interacción área*país en el modelo. El Grupo sobre Especies decidió en consecuencia ajustar un GLM separado para cada área. Los GLM separados se combinarán entonces empleando el tamaño de cada área como factor de ponderación. El Grupo recomendó profundizar en la tarea para resolver este tema.

Otro punto adicional de debate fue el de si se deberían emplear las CPUEs estandarizadas de Japón y Taipei Chino como una serie combinada única, o como dos series independientes. El Grupo decidió utilizar una serie combinada para el caso básico ASPIC, pero ensayar la sensibilidad empleando series separadas de CPUE.

Se expresó preocupación en cuanto a que las pesquerías selectivas y no selectivas afectan a diferentes partes de la población de pez espada. Los modelos agrupados de producción surplus son incapaces de tener en cuenta diferentes selectividades. En consecuencia, se sugirió un modelo de producción excedente estructurado por edad (ASPM). El estudio de los datos de captura por clases de edad por flota indicaron que las flotas de Japón y de Taipei Chino tienen diferentes curvas de selectividad, probablemente debido al hecho de que estas flotas persiguen diferentes especies de túnidos. Asimismo, las tasas anuales medias de captura nominales y estandarizadas de pez espada son diferentes (**Tabla 8**). Además, parece que la curva de selectividad de la flota de Taipei Chino cambió en 1989. El Grupo de Especies decidió utilizar en el ASPM la serie de CPUE para Japón, la de Taipei Chino con anterioridad a 1989, y para Taipei Chino desde 1989-1997 como serie CPUE de captura no selectiva.

d) Parámetros de población

Se presentaron dos nuevos documentos sobre la alimentación del pez espada: uno se refería a las aguas de Azores (SCRS/99/92) y otro al Atlántico central este (SCRS/99/128).

Azores (SCRS/99/92).- Este documento presenta resultados sobre la composición por presas y algunas características ecológicas de las especies-presa a partir de los estómagos de 51 hembras y 22 machos. La especie-presa más importante la componían los teleósteos. No se encontraron diferencias significativas en la dieta entre machos y hembras; no obstante, las hembras presentaban una presencia superior de cefalópodos de natación rápida. Su ausencia en la dieta de los machos podría sugerir alguna limitación fisiológica o de comportamiento. Si de hecho existen diferencias específicas de sexo en la selección del hábitat, su disponibilidad al palangre de superficie también podría ser distinta.

Atlántico Central Este (SCRS/99/128).- se presentó un nuevo método que implicaba mediciones volumétricas y gravimétricas en la mar de contenidos estomacales de pez espada. Los cefalópodos y peces eran las especies-presa más importantes, y esta situación variaba según la zona geográfica y la proximidad a la costa. Los peces más pequeños tenían aproximadamente el 25% de crustáceos (gambas decápodos). También se examinó la intensidad trófica, y aunque el porcentaje de estómagos vacíos descendía con el tamaño del pez, el dato no era significativo. Los resultados confirman la utilidad de esta metodología para el pez espada.

e) Modelos de producción de stock

El Documento SCRS/99/84 presentaba una aplicación de un modelo de producción generalizado en situación de no equilibrio, formulación atribuida a Fletcher. Se demostró que utilizando sólo datos de desembarques y CPUE no siempre era posible estimar la forma de la curva de producción. El SCRS/99/84 proponía tres criterios, combinar el razonamiento estadístico y el biológico, lo que podría ser útil a la hora de decidir si aceptar o no estimaciones en casos específicos. Bajo esos criterios, el ajuste del modelo generalizado obtenido para el pez espada del Atlántico norte sería rechazado a favor del modelo logístico en el terreno estadístico y biológico. Si bien la estimación directa de la forma de la curva de producción no era factible para el caso del pez espada del Atlántico norte, evaluado en SCRS/99/84, esto no implicaba que el modelo generalizado no fuera útil para evaluar el pez espada. Dadas unas estimaciones *a priori* de la forma del modelo, sería posible utilizar el mismo modelo subyacente para estimar (bien por procedimientos frecuentistas o Bayesianos) las mediciones del estado del stock condicionado por la forma del modelo.

El Documento SCRS/99/85 presentaban un enfoque estadístico Bayesiano para evaluación de stock con una función de producción excedente no estructurada por edad y en situación de no equilibrio. Este documento ampliaba la función de producción surplus de Fletcher presentada en el SCRS/99/84, de forma que evitaba valores infinitos para la tasa intrínseca de incremento (r) a valores bajos para el punto de inflexión en la función de producción excedente (es decir, valores inferiores a aproximadamente 0.37 K). También se presenta un método demográfico que utiliza datos demográficos de pez espada para ayudar a estimar conjuntamente r y el parámetro del punto de inflexión, n .

Métodos

Al aplicar modelos del producción al pez espada del Atlántico, el Grupo empleó el mismo modelo dinámico (para no equilibrio, ASPIC) adoptado anteriormente por el SCRS para diversas especies, incluyendo el pez espada. Los datos empleados en la modelización de producción ASPIC y en los modelos de sensibilidad, fueron la captura total del Atlántico norte desde 1950 a 1995, incluyendo estimación de descartes muertos (**Tabla 1**) y el índice de biomasa de CPUE presentado en el SCRS/99/88 (véase el Apartado 2.c, **Tabla 6** y **Figura 7b**). El modelo se formuló siguiendo el mismo método que en las evaluaciones de 1994 y 1996, con la biomasa de 1950 (inicial) constreñida a igual a $1.75 \cdot Brms$ (equivalente a $0.875 \cdot K$). En la evaluación de 1994, se llevaron a cabo numerosos análisis de sensibilidad para evaluar la sensibilidad de éstos y otros factores. Estas pruebas indicaron que los resultados de las evaluaciones estaban muy poco afectados por este supuesto. Además de utilizar ASPIC para llevar a cabo un análisis para el componente del stock del pez espada del Atlántico norte, también se realizaron análisis similares para el Atlántico sur. El Grupo decidió estructurar el modelo para que estuviera compuesto de dos pesquerías, una que representaba a las flotas con un esquema de selectividad supuesto similar al del esfuerzo dirigido por la flota española al pez espada, y otra que representaba a las flotas con diferentes esquemas de selectividad, similar a las flotas de Japón y parte de la flota de Taipei Chino de hace algunos años. El Grupo dividió la captura comunicada del Atlántico, basada en conocimientos generales de las pesquerías y caladeros en el Atlántico sur. De esta forma, se modelizaron 2 pesquerías.

Las capturas (1957-1998) y los datos de CPUE aplicados a esta formulación del modelo se muestran en la **Tabla 9**. El modelo se formuló para asumir que la biomasa inicial era igual a la capacidad de transporte a comienzos de 1957 ($K=2 \times Brms$ en la formulación). El Grupo decidió efectuar varios ensayos con ASPIC para evaluar la fiabilidad del índice de biomasa obtenido de pesquerías no selectivas, debido a que hay incertidumbres en el índice de las pesquerías no selectivas, como se muestra en el Apartado sobre la CPUE. Para el análisis de ASPIC se calcularon las capturas de las pesquerías selectivas y no selectivas, y se muestran en las **Tablas 9a y 9b**. El Grupo estableció categorías para la captura de España, Brasil, Brasil-EE.UU., Brasil-España, Portugal y Uruguay como la captura de la pesquería selectiva, y las capturas de otros países del Atlántico sur como la captura de la pesquería no selectiva para los análisis de ASPIC. La captura de las pesquerías no selectivas se subdividen nuevamente en la captura al norte y al sur de 10 grados sur para los ensayos de sensibilidad que se mencionan más adelante (**Tabla 9b**).

Asimismo, se llevó a cabo un cierto número de análisis de sensibilidad para las evaluaciones con ASPIC del pez espada del Atlántico sur. Éstos implicaban diferentes combinaciones de esquemas de tasas de captura que se basaban en discusiones sostenidas por el Grupo (véase el apartado Tasas de Captura).

Como un ulterior análisis de sensibilidad, y para explorar el efecto que resulta de asumir diferentes formas de funciones de producciones excedentes, el Grupo también aplicó el enfoque estadístico Bayesiano para evaluación de stock con una función de producción de Schaefer y de surplus excedente, que se describe en SCRS/99/85. Estos modelos eran discrecionales en el tiempo y por etapas con capturas que se producían a comienzos de cada año. Los modelos se ajustaron a la media de comienzos y finales de temporada de la biomasa de stock, para hacer los resultados más comparables con los ensayos del modelo ASPIC, que aplica una tasa continua de mortalidad por pesca durante todo el año. La distribución anterior conjunta de los parámetros r y n del SCRS/99/85 se aplicaron como la línea básica previa. Para el stock norte, ésta era una distribución bivariable t con medianas para r y n de 0.41 y 1.39 (correspondiente a un punto de inflexión de aproximadamente 0.43 K). Para el stock sur, consistía en una distribución bivariable t con medianas para r y n de 0.405 y 1.38 (correspondientes a un punto de inflexión de aproximadamente 0.43 K). Las covarianzas anteriores para estos parámetros eran de 0.49 y 0.33 para el stock norte, y 0.44 y 0.34 para el stock sur. Dado que había cierta incertidumbre acerca del antecedente más adecuado para n , también se aplicaron los efectos de ensayar diferentes valores de la mediana para n (que oscilaban entre 0.1 a 0.6) y un antecedente para n de diez veces la varianza, como se aplicaba a la línea básica anterior. La línea básica anterior a la biomasa inicial en el ensayo para el stock norte y el sur tenía los mismos valores medios asumidos en los ensayos de la línea básica ASPIC y una covarianza de 0.25. Un modelo de producción de Schaefer que utilizaba los mismos antecedentes informativos para r también se aplicó a la evaluación bayesiana. Asimismo, con el modelo de Schaefer, también se evaluó un antecedente plano de r y el valor de la biomasa inicial se fijó en los valores de la línea base para los ensayos con ASPIC. Se aplicaron los mismos datos de captura y tasa de captura de la línea base para los stocks norte y sur como se aplicaron en los ensayos con ASPIC en las estimaciones bayesianas.

El Grupo observó que los modelos de producción de biomasa agregada no captaban los efectos estructurados por edad que podrían ser importantes, tales como diferencias en la selectividad entre capturas de pesca selectiva y secundaria. En consecuencia, como análisis de sensibilidad, el Grupo llevó a cabo un ensayo ASPM para el Atlántico sur. El simple enfoque intentado por el Grupo requirió especificar vectores de selectividad conocidos como datos de entrada. Dado que no se disponía de estudios de selectividad detallados, se intentó un enfoque *ad hoc* para obtener estimaciones, que se basa en análisis de la curva de capturas. El algoritmo era:

A. Con el CAGE total (Apartado 2.b):

- 1) Calcular las proporciones de la captura por clases de año cada año, p_{ay} .
- 2) Calcular la media de tres años de p_{ay} .

$\bar{p}_{ay}$ (Aproximar equilibrio).

3) Regresión

$\bar{p}_{ay}$ De edades para edades 5 a 10 (curva de captura).

4) Predecir las proporciones de captura

$\hat{p}_{ay}$) para todas las edades basadas en la regresión

5) Calcular la selectividad como $s_{ay} = \exp[$

$\bar{p}_{ay} - \hat{p}_{ay}]$.

B. Para cualquier pesquería dada.

- 1) Calcular la captura parcial de la pesquería, en relación a la captura total, $r_{ayg} = c_{ayg} / \sum_g c_{ayg}$.
- 2) Multiplicar r_{ayg} por s_{ay} (partición selectiva por pesquería).
- 3) Volver a graduar el producto resultante como s_{ayg} .

El Grupo examinó las estimaciones de selectividad específicas de la pesquería para España LL, Japón LL, Taipei Chino LL y Otros. Se llegó a la decisión de utilizar la media de las estimaciones de la totalidad del período temporal para todas las pesquerías, excepto para Taipei Chino LL, que se dividió en 1978-1988 y 1989-1998. Los esquemas de selectividad resultantes se facilitan en la **Tabla 10**.

Debido a que las estimaciones de capturabilidad ASPM están enlazadas a las selectividades de entrada, el índice de Taipei Chino (SCRS/99/34) se introdujo como dos series separadas para los períodos 1968 a 1988 y los años 1989 a 1998. Los índices de Japón - 1975 a 1998 - (SCRS/99/33) y de España - 1990 a 1998 - (SCRS/99/32) mantenían las mismas selectividades para todos los años. Las series de captura, que empezaron en 1957, incluían estas pesquerías más “Otra” pesquería que comprendía los desembarques totales restantes.

-- Atlántico Norte

ASPIC: El resultado del caso base del Atlántico norte que el Grupo consideró era la mejor estimación se muestra en la **Tabla 11 y Figura 13**.

Como prueba de sensibilidad, el Grupo examinó los resultados del ajuste del modelo de producción a los datos revisados de captura y CPUE durante 1995 para evaluar el cambio potencial en la evaluación resultante de las revisiones en los datos y tratamiento analítico empleado. El efecto retrospectivo de incluir datos actualizados y revisados en los análisis se muestra en la **Figura 13a**. Si en 1996 hubieran estado disponibles las revisiones y tratamiento de datos empleados en el análisis actual, las evaluaciones de stock habrían permanecido casi sin cambios. Sin embargo, introducir los datos adicionales de captura y CPUE de 1996-1998 modifica en cierta forma la perspectiva actual del estado del stock a comienzos de 1996. Esta comparación no puede tomarse en el sentido de que las evaluaciones futuras que empleen datos revisados y actualizados facilitarán una estimación más o menos optimista del estado del stock en 1996 ó 1998, dado que ello dependerá del rendimiento de las pesquerías y de las medidas de ordenación en vigor.

Resultados Bayesianos:

En las evaluaciones de stock con el método Bayesiano los resultados están típicamente resumidos como distribuciones de probabilidad para cantidades de interés, tales como el RMS. Brevemente, se calculan los valores medios *a posteriori* y las CV *a posteriori* (mostradas en paréntesis como porcentajes) de diversas cantidades para el stock del norte y del sur, y se muestran en la **Tabla 12**. Se discuten someramente los resultados, en primer lugar, del modelo de Schaefer.

(1) Modelo de Schaefer.- Partiendo de las distribuciones de probabilidad *a priori* del nivel de referencia, la estimación *a posteriori* de r de 0.42 (27) era similar a la probabilidad *a priori*, excepto que la CV *a posteriori* era la mitad de la CV *a priori* (0.49). Cuando se ensayó una prioridad plana para r , la estimación posterior, 0.33 (62) no difería mucho excepto en que la posterior era mucho más homogénea. Esto sugiere que el ajuste del modelo de producción a los datos de las tasas de captura facilitó una estimación de r bastante coherente con los resultados del análisis demográfico que determinó la estimación de r *a priori*. La estimación del nivel de referencia del RMS era 13000 (6) y no difería grandemente del caso con prioridades planas. La estimación de B_{99}/B_{ms} era 0.66 (25). Una serie de cambios en las otras prioridades afectaron más a los resultados cuando la prioridad para r era más plana que la tendencia informada, pero en ambos casos cambiaba relativamente poco las tendencias centrales de las cantidades clave. Los intervalos del 80% de confianza Bayesianos acerca de la biomasa del stock entre 1950 y 1999 sugieren un ajuste razonable del modelo a los datos y supuestos estadísticos razonables debido a que la mayor parte de los datos de CPUE puestos nuevamente a escala entran dentro de los límites (**Figura 14**). Ese es el caso de cada uno de los ensayos de sensibilidad bayesianos examinados.

(1) Modelo Fletcher-Schaefer. Nuevamente, véase la **Tabla 12 y la Figura 14** para conocer resultados detallados. Partiendo de las distribuciones de la probabilidad *a priori* del nivel de referencia, se obtuvieron resultados similares a los logrados con el modelo bayesiano de Schaefer. La estimación del punto de inflexión, 0.40 (12), sin embargo, era un poco inferior al del anterior (mediana=0.43). Esto se tradujo en una estimación más alta del estado del stock con respecto al B_{ms} facilitado por el modelo de Schaefer. Por ejemplo, B_{99}/B_{ms} se incrementó a 0.79 (22). Adicionalmente, la estimación de B_{ms} era coherentemente inferior con el modelo de Fletcher-Schaefer. En contraste, la estimación de RMS y el agotamiento del stock en relación a la capacidad de transporte eran muy similares en los dos modelos y cuando se aplicaban diferentes precedencias. Cuando se ensayaban valores precedentes de la mediana para el parámetro que determina el punto de inflexión, las estimaciones posteriores del punto de inflexión, en todos los casos, eran prácticamente similares al precedente. Sin embargo, para los valores más altos precedentes de la mediana para este parámetro, las medianas *a posteriori* eran inferiores. Por ejemplo, cuando la mediana precedente era 0.6K, la media posterior era de 0.51 (11). Esta discrepancia disminuía según disminuía la mediana precedente. No obstante, en los valores más bajos de la mediana anterior, por ejemplo, 0.1 K y 0.2 K, los promedios posteriores se aproximaban a las precedentes. Asimismo, cuando el nivel de referencia anterior para n se aplanaba, el valor posterior de la mediana descendía a 0.30 (25) en relación a la anterior de 0.43 (33).

-- Atlántico sur

El caso base para el índice de biomasa de las pesquerías sin selectividad definida es el índice del país combinado por el GLM, que es idéntico al Caso 3 del SCRS/99/122, con los datos actualizados de los datos de la Tarea II de 1997 para Taipei Chino. Faltan valores del índice durante 1976 a 1983. El Grupo se decidió a partir de siete ensayos de ASPIC por los diferentes índices de biomasa de pesquerías sin especie objetivo definida: véase la **Tabla 13**, además de los ensayos de sensibilidad para el ratio B1 con el caso base CPUE. La opción 1 del índice de biomasa de las pesquerías sin especie objetivo definida es el índice combinado del país con el área GLM igual al caso base, pero los valores del índice que faltan de 1976 a 1983 están extrapolados por el método del caso 2 de SCRS/99/122. La opción 2 para los

índices de biomasa de pesquerías sin especie objetivo definida es el índice que se desarrolla por áreas separadas por zonas tropicales y de aguas templadas. El área tropical es el área combinada de las Áreas 11 y 12, que se muestra en el SCRS/99/122, y el área de aguas templadas es la que se combina a partir de las áreas 7, 8, 9 y 10. Faltan índices en la zona tropical de 1976 a 1983. La Opción 3 es el índice de biomasa combinado por países que se desarrolla mediante un único GLM, en el cual la interacción año*área se trata como efecto aleatorio. La Opción 4 es el índice de biomasa separado por países, que se desarrollan con el mismo método que en el caso base. Faltan índices para los países sin captura-objetivo definida, como muestra la **Tabla 13**. La Opción 5 es el índice de biomasa combinado por país, que se desarrolla con el mismo método que en el caso base en el cual se combinan las aguas tropicales en las Áreas 11 y 12 en un área para eliminar los índices que faltan de 1976 a 1983. La Opción 6 son los índices separados por países que se desarrollan en la misma estratificación de áreas que la Opción 5. La Opción 7 también está conformada por índices separados por país que se desarrollan mediante un solo GLM, en el cual la interacción año*área se trata como efecto aleatorio. Los índices en la Opción 7 son idénticos a los índices utilizados en análisis de ASPM para el stock del Atlántico sur. Los valores de los índices para cada opción se muestran en la **Tabla 13**. Las principales diferencias en la tendencia de los índices de biomasa entre las opciones tuvieron lugar en el período entre 1976 y 1983, cuando las observaciones sobre las aguas tropicales eran insuficientes para las pesquerías no selectivas.

Los resultados de los ensayos ASPIC con los índices de biomasa para estas opciones se muestran en la **Tabla 14** (véase también la **Tabla 15**). Todos los ensayos ASPIC se llevaron a cabo con la limitación del ratio de la biomasa en 1952 (ratio B1) igual a la capacidad de transporte (K), excepto para los ensayos de sensibilidad del caso base con el ratio de B1 como 1.5 y 2.5. No se obtuvieron resultados con una buena convergencia en las opciones 4 y 7. La razón principal de estos pobres resultados podría provenir de la relación negativamente correlacionada entre el índice de Taipei Chino y los índices de otros países (Japón y España).

Las trayectorias de los índices de biomasa estimada y biomasa observada para las pesquerías con especie definida y sin definir se muestran en la **Figura 15**. Todos los resultados con los ensayos convergentes explican bien las trayectorias de los índices de biomasa observados en los años 90. Pero hay diferencias en la trayectoria entre los índices de biomasa estimada y la biomasa observada de la pesquería sin especie objetivo definida, especialmente en el período comprendido entre finales de los 70 y finales de los 80. No todos los ensayos pudieron seguir muy bien la tendencia en los índices de biomasa observadas en este período, debido en parte a la limitación del ratio B1. Pero podría ser imposible para el simple modelo de producción seguir la tendencia más o menos creciente del índice de biomasa de las pesquerías no selectivas en este período, dado que este índice de biomasa de la tendencia más o menos creciente de las pesquerías no selectivas definidas en este período, dado que este índice de biomasa de tendencia a mayor o menor incremento tuvo lugar cuando la captura también se incrementaba gradualmente en este período. Esta dificultad en el ajuste también sugiere la incertidumbre del índice de biomasa obtenido de pesquerías no selectivas.

Los ensayos de sensibilidad para el ratio B1 con el índice de biomasa en el caso básico muestran que el ratio B1 inferior (1.5) era sensible a los resultados, especialmente para la tasa de crecimiento intrínseca, pero con el ratio superior B1 (2.5), se obtienen resultados similares a los del caso básico con el ratio B1 como 2. Se produjo menor variabilidad en el B-ratio que iba de 1.0 a 1.3 entre los ensayos de sensibilidad, en comparación con otros resultados estimados tales como r , K y f -ratio, que fluctúan ampliamente entre las opciones.

Las trayectorias de la biomasa y de la mortalidad por pesca obtenidas en el caso básico se muestran en la **Figura 16**. El B-ratio continuó descendiendo gradualmente hasta finales de los 80, pero la tendencia al declive se incrementó en los años 90. El F-ratio comenzó a incrementar sustancialmente desde mediados de los 80, pero descendió desde 1996, lo que refleja la tendencia al descenso en la captura desde 1996, como se muestra en la **Tabla 9a**. La tendencia descendente en el B-ratio empezó

a ser menor en los dos años más recientes, lo que coincide con la tendencia del índice de la biomasa de la pesquería con captura selectiva. Pero la tendencia en el índice de biomasa de la pesquería sin captura selectiva muestra aún una clara tendencia descendente en el mismo período. Por tanto, existe incertidumbre en la tendencia de la biomasa en los años más recientes, aunque hay una buena coherencia en la tendencia entre las pesquerías durante los años 90.

Hay amplias fluctuaciones en las estimaciones entre los ensayos de sensibilidad, como se aprecia en la **Tabla 14**. Estas diferencias provienen principalmente de las diferencias en la tendencia de la CPUE de las pesquerías no selectivas que se deducen de los diferentes tratamientos de los datos en la estandarización de las CPUE. Aún persisten grandes incertidumbres en los resultados del análisis con ASPIC para el stock de pez espada del Atlántico sur.

Bayesiano: (1) Modelo de Schaefer. Los resultados detallados se ofrecen en la **Tabla 16 y Figura 17**. En el contexto de las distribuciones de la probabilidad *a priori* del nivel de referencia, la estimación posterior de r de 0.42 (23) era similar a la anterior, excepto en que la CV posterior era la mitad de la CV anterior (0.44). Cuando se ensayó una prioridad homogénea para r , la estimación posterior, 0.44 (74) era similar, y la posterior era mucho más homogénea. La estimación del RMS del nivel de referencia era 18000 (24) y era inferior a la estimación facilitada por el caso con los valores previos, debido principalmente a que la estimación media posterior de K era mucho más alta con los valores homogéneos anteriores. La estimación de B_{99}/B_{ms} era 1.3 (16). La cifra homogénea anterior sólo daba una estimación marginalmente superior.

(1) Modelo Fletcher-Schaefer. Consúltese la **Tabla 16 y Figura 17** para detalles. En el contexto de las distribuciones de la probabilidad *a priori* del nivel de referencia los resultados eran similares a los obtenidos con el modelo Bayesiano de Schaefer. La estimación del punto de inflexión, 0.42 K (12) era similar a la mediana anterior (0.43). Esto se tradujo en una estimación superior para el estado del stock con respecto al B_{ms} que facilita el modelo de Schaefer. Por ejemplo, B_{99}/B_{ms} se incrementó a 1.5 (17). Además la estimación de B_{ms} era coherentemente inferior con el modelo de Fletcher-Schaefer. En contraste, la estimación de RMS y el agotamiento del stock en relación a la capacidad de transporte eran muy similares en ambos modelos y cuando se aplicaban diferentes antecedentes. Cuando se homogeneizaba el nivel de referencia anterior para n , el valor posterior de la mediana descendía ligeramente a 0.37 (36) desde el anterior de 0.43 (34)

f) Análisis de población virtual

Se llevaron a cabo análisis de población virtual bajo las hipótesis del stock del Atlántico norte. El programa empleado se basa en ADAPT, pero permite que los dos sexos se puedan modelizar por separado, e incorpora un término en la función objetiva que penaliza soluciones cuando el ratio predicho para el reclutamiento de machos y hembras difiere de 1 (véanse detalles en el SCRS/99/51). Un segundo programa, desarrollado independientemente durante la reunión produjo resultados esencialmente idénticos a los del primero, confirmando ambos la integridad calculadora del programa, y que los datos habían sido adecuadamente introducidos. Además, la evaluación previa del caso básico de 1996 se duplicó con éxito.

Se llevaron a cabo dos conjuntos de análisis VPA, uno que empleaba datos específicos del sexo (tal como se recomendó durante la evaluación anterior) y el otro deducido sin tener en cuenta el sexo.

VPA de datos específicos del sexo (Caso básico)

Métodos

Se realizaron análisis de población virtual empleando datos de captura por clases de edad deducidos de captura por clases de talla utilizando ecuaciones de crecimiento específicas del sexo (**Tabla 3**). Se calibró el VPA empleando 66 índices de tasas de captura (33 para cada sexo), edades 1 a 9+ de las flotas de palangre de España y Estados Unidos, edades 2 a 9+ de la flota palangrera de Canadá y edades 3 a 9+ de la flota de palangre japonesa (**Tabla 4, Figura 6**). Se ensayó el modelo para los años comprendidos entre 1978 y 1998 con diez grupos de edad (edades 0 a 9+) para las hembras y seis grupos de edad (0 a 5+) para los machos. Se empleó un grupo plus más joven a causa de nuestra incapacidad para determinar con fiabilidad la edad de los machos superiores a 5 años.

Se estimó el F-ratio de los machos (ratio de la tasa de mortalidad por pesca de la edad más vieja a la siguiente edad más joven) para dos bloques de años (1978-1982 y 1983-1987) y quedó fijado en 1.0 para los años restantes, tal como se hizo en la evaluación anterior para incluir los cambios en la transición de la pesquería desde la costa a las aguas oceánicas. El F-ratio de las hembras se fijó en 1.0 debido al grupo plus (9+) más amplio. Las tasas de mortalidad por pesca en el último año fueron estimadas inicialmente para cada edad, excepto la última (que está modelizada por el F-ratio). No obstante, la tasa de mortalidad por pesca de la edad 0 estaba escasamente estimada, y por lo tanto se estableció igual al valor estimado para la edad 1. Los resultados de VPA no eran sensibles al tratamiento de la edad 0 en el año pasado, excepto, claro, para la correspondiente estimación de reclutamiento del año anterior, a la que se hizo caso omiso.

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 mediante un proceso iterativo a partir de submuestras, en el cual las desviaciones del índice de nuevos datos convertidos en logaritmos y sus predicciones se seleccionaron aleatoriamente para generar 250 conjuntos de nuevos índices. Después se aplicó el VPA a cada uno de los 250 conjuntos de nuevos datos y los valores de la mediana con sus intervalos de 80% de confianza calculados.

Resultados

Las estimaciones de abundancia, mortalidad por pesca y biomasa por edad y sexo del Caso Básico se presentan en las **Tablas 17-19**, respectivamente. Las estimaciones del reclutamiento de hembras (edad 0) generalmente fluctúan entre 390.000 y 550.000 peces, excepto para un pico de más de 725.000 en 1997 (**Figura 18**). Las estimaciones del reclutamiento de machos fluctuaron de manera similar entre 320.000 y 450.000, con un pico en 1997 de unos 580.000. Las estimaciones de abundancia de las hembras 5+ descendieron gradualmente desde 268.000 en 1978 a 101.000 en 1998 (**Figura 19**). La tendencia estimada para los machos 5+ fue similar, indicando un descenso desde 308.000 peces en 1978 a 114.000 en 1998.

Si bien con algunas variaciones, las tasas de mortalidad por pesca de todas las edades muestra en general una tendencia ascendente, con un máximo en años recientes a 0.39/año para los machos (de edad 3) y 0.61/año para hembras (edad 9+). Hay algunas indicaciones de que la tasa de mortalidad por pesca de las hembras se ha incrementado algo durante los dos últimos años, mientras que la de los machos ha disminuido, pero estos valores no están tan bien estimados como los de años anteriores. La curva de selectividad estimada para machos y hembras eran ambas más o menos aplanadas, sin máximos definidos, (véanse las pruebas de sensibilidad que se tratan más adelante)

Los ajustes de VPA a los índices de abundancia se muestran en la **Figura 20**. En general, los resultados de VPA parecen estar promediando adecuadamente las variaciones en los índices. Los índices tienden a ser más variables para las edades 1 y 2 de ambos sexos. Además, el Grupo observó que el modelo aportaba un ajuste escaso a los diversos índices para las hembras más viejas (edad 8 y 9+) dado que las tendencias indicaban por tales índices difieren de unos a otros, convirtiendo en incierta la tendencia verdadera. Los posibles factores que contribuyen a esta incertidumbre son hasta qué punto los índices de abundancia de Japón en 1978 hacen un seguimiento de la abundancia y el grado de información incompleta que podría haber tenido lugar durante los años 70 debido a las restricciones de Estados Unidos en materia de mercurio.

Las estimaciones de la mediana de los análisis de procesos iterativos de reajuste a partir de submuestras (“bootstrap”) eran muy similares a las predicciones de probabilidad máxima original; por tanto, no parece que el resultado del modelo esté seriamente 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 información con respecto a las capturas y otros sesgos potenciales (véase el Apartado 2i sobre incertidumbres).

Análisis de sensibilidad llevados a cabo por el grupo de evaluación de 1996 revelaron que los resultados de VPA para todo el período temporal eran sensibles a supuestos alternativos acerca de los F ratios especificados. Se realizaron tres ensayos de sensibilidad para examinar esta situación en el contexto de la evaluación actual.

1) F ratio fijado en 1.0: en este ensayo el grupo plus tanto de machos como de hembras se estableció en la edad 5, y el F-ratio se fijó en 1 para la totalidad de la serie temporal, forzando de esa forma una curva de selectividad sin máximos definidos para ambos sexos. Las tendencias en la abundancia y la mortalidad por pesca eran similares a las del caso básico.

2) Se estimó el F-ratio único para los machos: en este ensayo, el grupo plus para machos y hembras se estableció nuevamente en la edad 5, pero el F-ratio para los machos se estimó por un único parámetro que representaba todos los años. El valor estimado del F ratio fue de 0.58 para los machos, indicando un esquema en forma de domo en vez de un esquema de selectividad aplanado. Las tasas estimadas de mortalidad por pesca eran sustancialmente inferiores para cada edad, con sus correspondientes abundancias más altas. Un ensayo de probabilidad de la ratio mostró que estimar la F-ratio mejoraba significativamente el ajuste a los índices de abundancia en comparación a fijarlo a 1.0 (una probabilidad del logaritmo de 396.39 en comparación con 384.31 para el ensayo 1 anterior). Este resultado parece sugerir que los datos indican un esquema de selectividad en forma de domo para los machos, independientemente de cualquier dificultad para determinar la edad de machos superiores a la edad 5. No obstante, el ajuste de los índices facilitados por el Caso Básico, con F-ratios estimados próximos a 1.0, era aún mejor (probabilidad de logaritmo de 400.36).

3) Grupo plus de machos establecido en 9: El tercer ensayo de sensibilidad empleó datos con el grupo plus de edad establecido en 9, y la F ratio fijada a 1.0 para ambos sexos. Las estimaciones para hembras eran desde luego las mismas que para el Caso Básico. Sin embargo, las estimaciones de las tasas de mortalidad por pesca para los machos indicaban un esquema de selectividad en forma de domo, con implicaciones similares a las del ensayo de sensibilidad 2, es decir, tasas de mortalidad por pesca inferiores para todas las edades (pico de 0.27 *versus* 3.9 para el caso básico) y abundancias correspondientemente superiores.

Se realizó un cuarto análisis de sensibilidad empleando el grupo de edad 9 plus para tanto machos como hembras, pero con una penalización moderada impuesta para conseguir que los reclutamientos de machos y hembras fueran similares, si bien esto tuvo un efecto muy escaso sobre las estimaciones, dado que los reclutamientos de machos y hembras ya eran bastante similares a los de los machos y hembras

sin penalización. Para el Caso Básico, sin embargo, las estimaciones del reclutamiento de machos eran de aproximadamente un tercio menos que las correspondientes estimaciones para el reclutamiento de hembras. Desafortunadamente, el programa disponible durante la reunión no pudo acomodar los diferentes grupos plus para cada sexo, así que no fue posible examinar el efecto de la penalización en el caso básico.

Se llevó a cabo un análisis final de sensibilidad empleando un enfoque separable, específico del sexo, que se describe en el SCRS/99/51 con el mismo conjunto de datos empleado en el enfoque ADAPT en la prueba de sensibilidad 3 (machos y hembras e edades 0 a 9+). Las estimaciones de reclutamiento anual estimado de la edad 0 se igualaron entre sexos. Las mortalidades anuales por pesca, la estructura inicial de la población y dos conjuntos de esquemas de selectividad (uno para los períodos temporales 1978-1990 y 1991-1998) se estimaron independientemente por sexos. El modelo se ajustó a los índices de abundancia, y las capturas totales y las proporciones de captura eran razonablemente buenos. Los resultados del modelo seleccionado se facilitan en la **Figura 21**. Estos coinciden en general con los resultados de VPA, excepto en cuanto a que el esquema de selección estimado para las hembras tenía forma de domo en las edades más viejas, y las tasas de mortalidad por pesca eran algo inferiores (lo que conduce a unas estimaciones más altas de la biomasa reproductora del stock en los primeros años).

VPA de datos sin determinación de sexo

El Grupo examinó las repercusiones de los cambios en la captura por clases de edad e índices de abundancia llevando a cabo una evaluación análoga a la del caso básico de 1996.

Métodos

Se dedujo la captura por clases de edad “unisex” a partir de la captura por clases de talla, empleando una curva de crecimiento de Gompertz (**Tabla 3**). Los índices de tasas de captura “unisex” (**Tabla 3**) se desarrollaron de forma similar por Canadá (edades 2-5+), España (edades 1-5+) y Estados Unidos (edades 5+). El modelo VPA se ensayó para los años 1978 a 1998 con cinco grupos de edades (edad 1 a 5+). La F-ratio se fijó en 1.0 para el período 1988-1998 y se estimó para los períodos 1978-1982 y 1983-1987. Las tasas de mortalidad por pesca en el último año se estimó para las edades 1, 2 3 y 4 (la edad 5 se modelizó mediante la F-ratio).

Resultados

Las estimaciones resultantes del reclutamiento y biomasa reproductora del stock (asumiendo una madurez de filo de cuchillo a la edad 5) eran casi similares para los años solapados (**Figuras 22 y 23**). Las diferencias en la biomasa reproductora del stock en la primera parte del período temporal parecían deberse a diferencias en la ratio estimada en 1978 (1978-1982).

Conclusiones generales de los VPA

El análisis del Caso Básico VPA de los datos de captura por sexos indica que el reclutamiento de hembras de edad 0 ha fluctuado entre 390.000 y 550.000 peces, excepto durante un pico de más de 725.000 en 1997, y que el reclutamiento de machos ha fluctuado de forma similar entre 320.000 y 450.000 peces con un pico en 1997 de unos 580.000. La abundancia de peces más grandes (5+) ha declinado desde 1978 a aproximadamente un tercio de ese nivel en 1998. Las estimaciones del caso básico de las tasas de mortalidad por pesca de pez espada macho generalmente se incrementan a lo largo de tiempo, excepto en los dos últimos años, cuando se aprecian signos de declive. Las estimaciones correspondientes a pez espada hembra también se incrementan en general a lo largo del tiempo (excepto para las edades

8 y 9, que fluctúan), con indicios de un importante incremento en los años recientes. El VPA de datos sin determinación de sexo indican un esquema similar, pero las magnitudes de la abundancia son globalmente inferiores, y las magnitudes de la mortalidad por pesca son superiores.

Se designó un grupo plus de edad 5 para machos y de edad 9 para hembras como caso básico VPA, debido a que el Grupo opinaba que las actuales ecuaciones de crecimiento específico de la edad no eran adecuadas para machos de edad superior. Sin embargo, el Grupo reconoció que el esquema de selectividad en forma de domo estimado con el grupo de edad 9+ podría ser posible si los grandes machos se distribuyeran de manera diferente a los machos más pequeños, y recomendó examinar este tema más adelante.

g) Rendimiento por recluta y reproductores por recluta

El Grupo examinó el rendimiento por recluta y la biomasa reproductora por recluta para hembras solas, así como para machos y hembras combinados. La biomasa reproductora por recluta (SPR) se calculó para indicar qué fracción del stock virgen estaría presente en diversas tasas de mortalidad por pesca en condiciones de equilibrio. La información de la biomasa reproductora por recluta se basaba sólo en el stock reproductor de hembras bajo la hipótesis de que los machos no estaban limitando el éxito reproductor del pez espada.

Los análisis de rendimiento por recluta y de previsiones emplearon la misma información siempre que fue posible, de forma que el asesoramiento de ordenación de cada uno de ellos fuera tan coherente como fuese posible. Se dedujeron los vectores de selectividad de los VPA del caso básico específicos del sexo empleando la media geométrica de las tasas de mortalidad por pesca de los tres años más recientes. La media geométrica de las tasas de mortalidad por pesca se normalizó dividiendo por el valor más alto de ambos sexos (**Tabla 20**). El peso por clases de edad se dedujo de la captura por clases de edad para las edades 0-8 en 1998 y de las curvas de crecimiento de Erhardt et al. (1996) para las edades 9 a la edad máxima analizada (40). La madurez por clases de edad por sexo se estimó determinando la madurez por clases de talla de la captura por clases de talla por sexo empleando la ecuación de madurez por clases de talla de Arocha (Arocha, 1997), y determinando después la edad de la captura empleando ecuaciones de Erhardt et al. (**Tabla 20**).

Para las hembras, la tasa de mortalidad por pesca a la cual se maximizó (F_{MAX}) el rendimiento por recluta era de 0.36 y $F_{0.1}$ era de 0.16, mientras que para hembras y machos combinados, F_{MAX} y $F_{0.1}$ eran de 0.52 y 0.22 respectivamente (**Tabla 21 y Figuras 24 y 25**).

Sólo se emplearon esquemas de crecimiento y selectividad de hembras para estimar el stock reproductor bajo el supuesto de que no eran una limitación para el pez espada del Atlántico norte. Una tasa de mortalidad por pesca de 0.18 se traduciría en un $SPR_{30\%}$ (**Tabla 21 y Figura 26**). Con frecuencia, para muchos stocks sin crecimiento sexual dimórfico y esquemas de selectividad, se utiliza $F_{0.1}$ como un indicador indirecto de $SPR_{30\%}$. Sin embargo, para el análisis de hembras y machos combinados, el $F_{0.1}$ excedía de $F_{30\% spr}$ (**Tabla 21**), porque el $SPR_{30\%}$ se deduce para hembras solas. Para asegurar la coherencia en este rendimiento por recluta y los elementos de comprobación de reproductor por recluta, el Grupo eligió aportar su asesoramiento a la gestión a partir del análisis por recluta basado sólo en las hembras.

h) Previsiones y escenarios de recuperación

Atlántico norte

La mayor parte de los modelos ensayados en la población de pez espada del Atlántico norte estiman que la biomasa actual se encuentra por debajo del nivel de RMS, y que la mortalidad por pesca

(F) está por encima de F_{RMS} . En consecuencia, se realizaron las previsiones con una amplia variedad de modelos, y se estudiaron numerosas opciones de recuperación. En todas las previsiones se consideró que la captura en 1999 era de 11.800 t, que es igual al límite de captura de 1999 de 10.700 t más el 10%, que incluye los excedentes, similar a los niveles observados en los dos años actuales. Consideraron las normativas de captura constante con capturas (incluyendo excedentes) de 0, 2,000 t, 4,000 t, 8,000 t, 10,000 t, 10,700 y (actual límite de captura), 11,800 t (*status quo* de captura estimado) y 12,000 t, y tasas de captura constantes en F_{RMS} .

Modelos de Producción (ASPIC)

Se ensayaron previsiones de población con procesos iterativos de reajuste a partir de submuestras (bootstrap) utilizando el caso básico del modelo ASPIC (véase la sección g). La versión de ASPIC que estaba disponible durante la reunión no pudo calcular previsiones superiores a 10 años.

Las trayectorias medianas de la población se muestran en la **Figura 27**. Las extracciones totales de 11,700 t o inferiores incrementan las trayectorias de la mediana, mientras que las extracciones estimadas del *status quo* de 11,800 t hacen que la mediana de la trayectoria descienda. La incertidumbre en torno a estas estimaciones se resumen en la **Tabla 22**, que muestra la probabilidad estimada de exceder el indicado B/B_{RMS} en cada año para cada escenario de captura especificado. Las extracciones *status quo* de 11,800 t tendrían una escasa probabilidad de recuperar el stock, y la probabilidad de que B/B_{RMS} fuera superior a 1.09 en 2004 era sólo del 25%. Había una oportunidad de que la población fuera del 50% del B_{RMS} o superior en 2004, que implica un 50% de que la población esté un 59% por debajo del B_{RMS} .

La Comisión solicitó conocer escenarios de reconstitución que llegaran a por lo menos un 50% de probabilidad de recuperación a los niveles de RMS en 5, 10 ó 15 años. De acuerdo con el nivel de referencia del modelo ASPIC, una captura total de 7.000 t tendría una oportunidad del 50% de alcanzar B/B_{RMS} de 0.95 en 5 años, **Tabla 22**. Asumiendo que los excedentes continúen estando un 10% por encima de la cuota, esto correspondería a un límite de captura de 6.360 t. Para tener una probabilidad del 50% o superior de recuperación en 10 años, una captura total de 10.000 t (límite de captura de 9.090 t con excedentes) tendría una probabilidad del 50% de alcanzar el B/B_{RMS} de 1.07 en 2009. Una extracción total de 10.700 t (correspondiente a un límite de captura de 9.739 t) tiene un 50% de probabilidad de alcanzar un B/B_{RMS} de 0.91 en 2009, así que podría tener una oportunidad superior al 50% de reconstituir el stock en 15 años. No obstante, dado que no estaba previsto el horizonte temporal de 15 años, no se puede verificar esta conclusión en la **Tabla 22**.

Modelos de Producción Bayesiana y de Producción Generalizada

Se llevó a cabo un análisis Bayesiano e decisión (SCRS/99/85) con cada uno de los modelos de producción Bayesiana y de producción generalizada que se presentan en la sección 2.g como un análisis de sensibilidad al nivel de referencia del ensayo ASPIC. Las previsiones se efectuaron con las mismas normativas de captura que las de los ensayos de ASPIC para horizontes temporales de 5, 10 y 15 años a partir del presente. La **Tabla 23** muestra la probabilidad esperada de que el stock exceda de B/B_{RMS} en cada horizonte temporal. La **Tabla 24** muestra resultados del modelo más detallados, y la **Figura 28** muestra las trayectorias de las medianas bajo cada normativa de captura.

Para los modelos de producción estándar (Schaefer), B_{RMS}/K es igual a 0.5. también se presentan diversos modelos de producción generalizados (Fletcher-Schaefer) en la **Tabla 23**, en la cual el supuesto *a priori* de B_{RMS} se centraba en 0.3, 0.4 (la estimación de la mediana, a partir de datos demográficos, SCRS/99/85, a la cual se hace referencia como el ensayo informativo *a priori*), 0.5 (equivalente a un modelo de Schaefer), y 0.6 (el número estimado por García-Sáez en el SCRS/96/143)

Debido a que la biomasa de la captura objetivo, B_{RMS} , puede ser diferente de $K/2$ en los modelos de Fletcher-Schaefer, la probabilidad de recuperación de stock estaba fuertemente influida por el valor de B_{RMS}/K . Los modelos de Fletcher/Schaefer con puntos de inflexión estimados (B_{RMS}/K) inferiores al 0.5 predecían altas probabilidades de recuperación para la mayor parte de las normativas de límite de capturas. No obstante, para los niveles de captura *status quo*, con un supuesto *a priori* centrado en 0.4, el modelo estima una oportunidad del 48% de reconstituir el B_{RMS} en 10 años. Si el supuesto *a priori* de B_{RMS}/K se centrara en 0.6, la probabilidad de que el stock recupere el B_{RMS} en 10 años era de sólo el 31% con el status quo de captura.

De los modelos de Schaefer (con B_{RMS}/K fijado en 0.5), el que dispone de supuestos no informativos *a priori* (muy equivalente al ensayo de nivel de referencia con ASPIC), requería capturas de 6.000 t o menos para tener más del 50% de probabilidades de recuperación dentro de los 10 años (un 63% de probabilidad de recuperación en 10 años con una captura total de 6.000 t). Esto es más pesimista que el ensayo equivalente con ASPIC. El modelo de Schaefer con supuestos informativos *a priori* basados en datos demográficos requería capturas totales de no más de 10.000 t, con el fin de estimar una probabilidad superior al 50% de recuperación en 10 años (un 54% de oportunidad de recuperación con una captura total de 10.000t).

El Grupo observó que el parámetro de forma influía fuertemente sobre la probabilidad de recuperación bajo varias estrategias de pesca.

VPA

Métodos

Se llevaron a cabo las previsiones con bootstrap empleando los resultados del caso básico específico del sexo ADAPT VPA, con hembras modelizadas hasta la edad 9+ y machos hasta la edad 5+. En ambos casos, se asumió que la captura total de 1999 era el límite de captura de 1999 más el 10% para los excedentes (=11.700 t). La selectividad futura se calculó a partir de la media geométrica de 1996-1998. Se asumió que los pesos para cada edad distintos del grupo plus eran iguales a la media de los pesos de la captura observada en 1998 (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 específicas del sexo. El promedio de edad del grupo plus en 1998 se dedujo del peso por clases de edad observado invirtiendo la curva de crecimiento. Se hicieron previsiones de los modelos a 15 años (2014) a partir del actual.

La hipótesis de reclutamiento del nivel de referencia era que los reclutamientos en el futuro se extraerían aleatoriamente del reclutamiento a lo largo de las series temporales (1978-1997). Se asumió que el reclutamiento de machos y hembras era igual, de forma que la mitad del reclutamiento extraído se asignaría a cada sexo. Debido a que algunos de los miembros del Grupo opinaban que el reciente alto reclutamiento continuaría en el futuro, se realizó un análisis de sensibilidad en el cual el reclutamiento se fijó al nivel de 1997 a lo largo de la previsión (mitad para cada sexo). Este reclutamiento era el nivel más alto estimado por VPA en la serie temporal desde 1978.

Debido a que el reclutamiento de 1998 no fue bien estimado por los modelos VPA, se estimó de la misma forma en que se calcularon futuros reclutamiento. Es decir, para las previsiones aleatorias de reclutamiento, el reclutamiento de 1998 se extrajo de las series de 1978 a 1997, mientras que para los escenarios de reclutamiento constante, el de 1998 se estableció al nivel de 1997.

Se realizaron previsiones con escenarios de captura constantes antes definidos, así como con estrategias de tasas de captura constante en $F_{0.1}$, $F_{20\%SSB}$, $F_{40\%SSB}$, F_{MAX} y $F_{STATUS\ QUO}$.

Resultados

Las previsiones con reclutamientos extraídos aleatoriamente indican que el *status quo* de las extracciones actuales de aproximadamente 12.000 t serían causa de que la trayectoria de la mediana de la biomasa reproductora del stock se incrementara gradualmente (**Figura 29, Tabla 25**). Sin embargo la biomasa reproductora del stock (SSB) no debería alcanzar el $F_{0.1}$, 30% SPR ó 40% SPR, elementos de comprobación en un período de 15 años con capturas *status quo*, si bien F_{MAX} y F20% SPR eran alcanzables. Para que la trayectoria de la mediana alcance el elemento de comprobación en 10 años, el $F_{0.1}$, 30% SPR ó 40% SPR, el límite de captura tendría que ser inferior a 9.000 t para alcanzar el nivel $F_{0.1}$ del stock reproductor, 10.000 t para alcanzar el 30% de nivel del SPR, y 8.000 t para alcanzar el 40% del nivel de SPR en 15 años.

Las previsiones con un reclutamiento constante alto eran mucho más optimistas (**Figura 29, Tabla 25**). Bajo el *status quo* de las capturas, se previó que la trayectoria de la mediana de la biomasa reproductora del stock de hembras alcanzaría la $F_{0.1}$, elemento de comprobación, en 11 años, 20% SPR en 8 años, 30% SPR en 11 años, 40% SPR en 15 años y F_{MAX} dentro de 6 años.

Resumen de las previsiones

El Grupo observó que era improbable alcanzar el total de la biomasa de pez espada correspondiente a los niveles de RMS con niveles de captura total *status quo*. Sin embargo, pequeñas reducciones en la captura total permitirían a la población tener una oportunidad de recuperación superior al 50% en 5, 10 ó 15 años.

El Grupo observó que las normativas de captura con respecto a las tasas constantes de mortalidad por pesca eran menos arriesgadas que las normativas de captura constante para la reconstitución de stocks sobreexplotados. Los objetivos de F se traducen generalmente en los correspondientes límites de captura que requieren ajustes tras cada evaluación, dependiendo del *status* del stock.

Modelos de Producción de Stock - Atlántico Sur

ASPIC

Se llevó a cabo la previsión de la biomasa y tendencia de la mortalidad por pesca por ASPIC para el stock de pez espada del Atlántico sur. El ensayo del caso básico de ASPIC se aplicó a la previsión con tres opciones de captura constante en los futuros diez años, desde 1999, tales como 14.620 t (actual límite de captura para el sur, 15.620 t y 13.620 t, respectivamente). Las trayectorias resultantes de B-ratio y F-ratio se muestran en la **Figura 30**. La previsión con un nivel de captura constante de 14.620 t (actual límite de captura) muestra que la biomasa continuará declinando gradualmente y que estará por debajo del B_{RMS} en 2006, y que la mortalidad por pesca continuará incrementándose gradualmente y alcanzará el F_{RMS} también en 2006. En la opción de captura constante de 13.620 t, que es inferior en 1.000 t al actual límite de captura, la biomasa detendrá su descenso en 2002 y comenzará a incrementarse gradualmente, y la mortalidad por pesca no alcanzará la F_{RMS} . En la opción de captura constante de 15.620 t, la biomasa continuara descendiendo más rápidamente que en la primera opción, y será inferior a B_{RMS} en 2003, y la mortalidad por pesca será superior que en F_{RMS} en 2000.

Los intervalos de confianza obtenidos en las previsiones de los tres casos son muy amplios. Empleando los resultados de los ensayos de sensibilidad en ASPIC para la previsión, los resultados de la previsión deben ser divergentes. También se constata una gran incertidumbre en los resultados de la previsión por ASPIC debido a la incertidumbre en la tendencia de la CPUE en las pesquerías sin especie objetivo definida.

Modelos Bayesianos de producción Generalizada

Como análisis de sensibilidad, se llevó a cabo un análisis de decisión bayesiano, utilizando una variedad de supuestos *a priori* (véase la Sección 2.g). La **Tabla 26** muestra la probabilidad de que el stock sea superior a B_{RMS} en 5, 10 y 15 años, con capturas totales de 13.000 t, 14.600 t (*status quo*) y 16.000 t. Todos los ensayos mostraron una oportunidad muy superior al 50% de que la población fuera superior al B_{RMS} en 5, 10 y 15 años. Como en los ensayos bayesianos del Atlántico norte, la probabilidad de un $B > B_{RMS}$ era inferior, con valores superiores a los del parámetro de forma B_{RMS}/K . La **Tabla 27** muestra resultados más detallados, y la **Figura 31** muestra las trayectorias de la mediana.

ASPM

Había cierta preocupación porque las series disponibles de CPUE en el Atlántico sur poseían una selectividad muy diferente por tallas, y se estaba haciendo un seguimiento a las diversas clases de edad del stock. Un modelo de producción estructurado por edad se utilizó como análisis de sensibilidad para incluir estas diferencias en la selectividad. Los resultados de ASPM se utilizaron para prever el tamaño de la población desde 1999 a 2008, asumiendo que la captura de cada año sería igual a la captura de 1999 (14.600 t). Se emplearon dos hipótesis de reclutamiento, una de Beverton/Holt y un modelo de Ricker. En ambos casos, el reclutamiento era determinístico, pero los límites de confianza fueron calculados mediante el proceso iterativos de reajuste a partir de submuestras del ajuste del modelo.

El modelo de reclutamiento ASPM de Ricker estimó que el tamaño actual del stock reproductor estaba en torno al 50% del nivel de RMS. Las previsiones que utilizaban la relación stock/reclutamiento de Ricker mostraron que el *status quo* de la captura llevaría a un declive de la población a niveles muy bajos en 2004 (**Figura 32 a**). Con el reclutamiento de Beverton/Holt, se estimó que la población actual estaba por encima de SSB_{RMS} , pero se previó que las extracciones *status quo* causaban un declive continuado de la población (**Figura 32 b**).

Los ensayos con el modelo ASPM se consideraron preliminares, dado que la selectividad fue estimada de forma ad hoc, y que había poca información acerca del reclutamiento y otros supuestos del modelo. Por tanto, se consideró como un análisis de sensibilidad, y el Grupo decidió que no eran necesarias otras previsiones. Sin embargo, el Grupo opinó que, para el sur, deberían desarrollarse modelos estructurados por edad, con el fin de incluir los diferentes esquemas de selectividad por diferentes pesquerías en áreas diferentes.

Resumen de Previsiones - Atlántico sur

En general, las previsiones indican que las extracciones actuales podrían ser sostenibles en el Atlántico sur, lo que entra en conflicto con algunos modelos. Sin embargo, se observó que los índices de abundancia disponibles facilitan información contradictoria acerca de las tendencias en la biomasa en el Atlántico sur. En consecuencia, los intervalos de confianza de las previsiones son amplios, y el Grupo destacó la importancia de obtener una mejor información acerca del stock del Atlántico sur.

i) Incertidumbres

Resulta de utilidad representar las incertidumbres estadísticas en las estimaciones del estado del stock, referencias de ordenación y previsiones. Aquí se lleva a cabo empleando técnicas de bootstrapping. Es importante observar que si bien se han incorporado en la medida de la posible la variación en tantas cantidades como se ha podido, es decir, los índices, reclutamiento o F-ratio de VPA, hay otras incertidumbres que no están incluidas, tales como la falta de información sobre las capturas, avances tecnológicos que incrementan la capturabilidad, y la mezcla entre el Atlántico norte y el sur. Es probable

que algunas de estas incertidumbres sin cuantificar sean sistemáticas y no aleatorias, y por tanto podrían traducirse en un cambio direccional de algunas cifras de interés, en vez de una variación añadida. Hasta donde sea posible, estas incertidumbres no cuantificadas se han descrito cualitativamente, y se tendrán presentes al interpretar los resultados de bootstrap. Al examinar las estimaciones actuales de VPA “unisex” en comparación con las que se originaron a partir de los análisis de 1996, no había evidencia de un sólido esquema retrospectivo ni indicación de que las estimaciones se encontraran fuera del rango de incertidumbre generado por los procedimientos de bootstrapping.

Incetidumbres en las series de CPUE estandarizada causadas por posibles cambios de especie-objetivo

Debido a que recientemente muchas pesquerías de palangre pelágico dirigidas al pez espada han pasado de capturar pez espada a buscar otras especies (y viceversa), el Grupo determinó que era necesario tener en cuenta la búsqueda de especies objetivo en la estimación de las series estandarizadas de CPUE. Para los conjuntos de datos de CPUE sin características de medición directa del arte, se puede emplear un indicador indirecto de búsqueda de especie objetivo basada en las capturas de pez espada y especies acompañantes. Sin embargo, se expresó preocupación en cuanto al empleo de estos indicadores, debido a la posible correlación con la abundancia del pez espada (o especies acompañantes) (véase el SCRS/99/125 y la Sección 2.c). Por ejemplo, un indicador sesgado de selección de especie podría ser causa de que se pase por alto un descenso real en la abundancia de pez espada por un cambio de búsqueda de especie distinta del pez espada.

Métodos

Con el fin de determinar si varios indicadores potenciales de búsqueda de especies estarían sesgados debido a cambios en la biomasa de las especies perseguidas, se llevaron a cabo simulaciones de la biomasa de las especies acompañantes y cambios en la información de las capturas secundarias. Estas simulaciones proyectaron trayectorias determinísticas de la biomasa hipotética de la población de pez espada y biomasa de las especies acompañantes, con numerosas tendencias diferentes en la búsqueda de pez espada por una pesquería, y calcularon varios indicadores de búsqueda a lo largo de la serie temporal. Para estas simulaciones, sólo se utilizó una especie acompañante, aunque había hasta cuatro en los conjuntos de datos reales de pesquerías presentados en la reunión.

Con el objetivo de simular una trayectoria conocida de población de pez espada, se utilizó un modelo de producción de Schaefer, con las series de captura y de CPUE, y valores r y K de la evaluación de pez espada de 1996. Se calculó el esfuerzo de cada año como captura observada/CPUE observada. Se calculó un valor q ajustando la CPUE observada y esperada. Se utilizó un modelo de previsión de Schaefer para modelizar una hipotética especie acompañante similar a los tiburones, con una r de 0.1, y K de 500000. Se consideró que esta especie acompañante tenía dos valores q , uno igual a la q de pez espada cuando el esfuerzo se dirigía a la especie acompañante, y una q inferior cuando era capturado como especie secundaria por barcos que buscaban pez espada. Por tanto, la captura total de la especie acompañante era:

$$C_{\{acompañante\}} = (q_{\{dirigida\}} * Esfuerzo_{\{acompañante\}} + q_{\{captura\ secundaria\}} * Esfuerzo_{\{pez\ espada\}}) * B_{\{acompañante\}}$$

Los índices de búsqueda de pez espada que se consideraron son: (1) Captura de pez espada/Captura de otros; (2) Captura de pez espada/Captura total; (3) 1/Tasa de captura de otros = esfuerzo total/captura de otros; (4) 1/Captura de otros; y (5) Si la captura de pez espada es superior a la de la captura de especies acompañantes. Las **Figuras 33** hasta **36** muestran estos índices, más la

búsqueda de especie objetivo (esfuerzo dirigido al pez espada/esfuerzo total), para los siguientes escenarios: (1) la población de las especies acompañantes disminuye ligeramente (**Figura 33**); (2) la capturabilidad de la especie acompañante se duplica, de forma que su población declina con mayor rapidez (**Figura 34**); (3) la especie acompañante declina ligeramente, pero la información sobre la captura secundaria de la especie acompañante se incrementa en un 10% en cada uno de los cuatro últimos años (**Figura 35**); (4) las poblaciones de especies acompañantes comienzan a un nivel bajo y se incrementan (**Figura 36**). En cada escenario, se tuvieron en cuenta dos esquemas de búsqueda de especie-objetivo, un primero en el cual todo el esfuerzo se dirigía al pez espada a lo largo de la serie temporal y otro según el cual, durante los últimos cuatro años, se habría transferido un 20% adicional del esfuerzo total de busca de pez espada a búsqueda de especies acompañantes en cada año.

Resultados

Ninguno de los índices de pesca selectiva presentaba ausencia de sesgos de forma consistente en todos los ensayos. Numerosos indicadores, incluyendo 1/tasa de captura distinta de otros y captura de pez espada/captura de otros, indicaba incorrectamente un cambio en la búsqueda de especie-objetivo con una biomasa decreciente de pez espada en los cuatro escenarios.

En general, si la captura de pez espada era superior o no a la de otras especies, no funcionó bien como indicador. El indicador 1/tasa de captura distinta de otros seguía bien la tendencia de búsqueda de especie-objetivo, en la **Figura 33** (otras especies disminuían ligeramente). No obstante, en el escenario con biomasa de otras especies que decrecían más rápidamente (**Figura 34**), 1/tasa de captura distinta de otros indicó incorrectamente un descenso en la persecución de pez espada como especie objetivo. Estaba menos sesgada cuando se producía un incremento en la información sobre la captura de otras especies (**Figura 35**) y se comportó muy bien cuando la biomasa de otras especies se incrementaba (**Figura 36**).

El indicador de captura de pez espada/captura total estaba muy próximo a la constante en las **Figuras 33 y 34**, cuando no se producían cambios en la especie-objetivo. Este indicador señalaba incorrectamente un descenso en la búsqueda de pez espada tanto en el escenario de un incremento de captura (**Figura 35a**) como en el escenario con un incremento en la biomasa de otras especies (**Figura 36a**). Sin embargo, los otros índices presentaban mayores sesgos en estos dos escenarios. El indicador de pez espada/captura total seguía correctamente el cambio de especie-objetivo en las **Figuras 33b, 34b**, pero subestimaba el cambio de especie objetivo en las **Figuras 35b y 36b**. La captura de pez espada/captura total era el indicador utilizado más frecuentemente con respecto a la búsqueda de especie objetivo en los índices estandarizados presentados en esta reunión, así que el hecho de que se comportase bastante bien en estas simulaciones sencillas reafirmaba el concepto. Sin embargo, el Grupo recomendó llevar a cabo un análisis de simulación más pormenorizado, incorporando más de una especie acompañante, variación en las tasas de captura y una más amplia variedad de escenarios. También recomendó que las pesquerías comunicaran información sobre el arte, situación y hora del día en que puedan ser empleadas como un indicador no sesgado de esfuerzo al estandarizar las series de CPUE.

SWO-ATL-3. Factores medioambientales

El carácter termo-dependiente del pez espada y la influencia de la temperatura sobre la configuración de sus rutas migratorias ha sido largamente descrito en esta especie desde hace décadas. Así mismo es conocida la influencia del medio ambiente en la segregación por talla-edad-sexo y en su reproducción. Por otra parte, ha sido generalmente aceptada para gran cantidad de especies la gran influencia del medio ambiente sobre los niveles de supervivencia de los pre-reclutas y reclutas (Beamish and McFarlane, 1989; Beamish, 1995).

El documento SCRS/99/57 pone de manifiesto una vez más, con datos actualizados, la coincidencia observada durante un corto período (1992-1998) entre el valor del índice “winter N.A.O.” (North Atlantic Oscillation) y los valores de CPUE de la edad 1 observados un año más tarde, obtenidos mediante procedimientos GLM a partir de miles de mareas realizadas por la flota española de palangre de superficie en el Atlántico norte (SCRS/99/56). Similar relación había sido puesta de manifiesto para el atún blanco usando niveles de reclutamiento estimados indirectamente por medio de VPAs (Santiago, 1998).

Este documento SCRS/99/57 indica que valores de NAO positivos producirían reclutamientos de pez espada muy bajos pero escasamente sensibles a las fluctuaciones de NAO dentro del rango positivo. Valores próximos a cero o negativos de NAO parecen tener un impacto importante en el nivel de los reclutamientos incrementándose cuanto menor sea el valor de NAO (**Figura 37**). Por lo tanto, los valores relativamente bajos de NAO observados durante el período 1985-1989 se correspondieron con un incremento considerable de la CPUE de la edad 1 en ese mismo período (del orden de +50%). El valor más bajo de NAO de la serie analizada fue observado en 1996 y se correspondió con el valor más alto de la CPUE de la edad 1 un año más tarde (del orden de +80% con relación a los años inmediatamente anteriores). El valor de reclutamiento de 1997 puede considerarse también elevado, aunque menor que el observado en 1996, coincidiendo una vez más con el valor esperado según la fluctuación de NAO.

Aunque el período analizado en este documento es muy corto como para poder generalizar que existe una relación mecánica causa-efecto, los datos analizados de la flota española sugieren que los niveles de reclutamiento obtenidos durante el período 1982-1997 podrían ser explicados ($R^2=0.6573$) por las fluctuaciones de NAO, pese a la tendencia decreciente del stock reproductor durante dicho período según sugieren las tendencias de la CPUE de la fracción adulta del stock. Si esta relación entre la NAO y los niveles de reclutamiento fuera cierta, dado que el período 1992-1997 fue en conjunto un período muy positivo de la NAO (mean NAO = +2.04) especialmente entre los años 1989-1995 (mean NAO = +3.29) serían esperables durante dicho período niveles de reclutamiento por debajo del nivel medio en una situación standard (con la NAO en torno a cero).

Los valores negativos de la NAO de 1996 y 1997 se corresponderían con valores altos de reclutamientos (CPUE1) de los años 1997 y 1998 (**Figura 37**). Los valores de la NAO de los años 1996 y 1997 podrían indicar un cambio en el ciclo de NAO (Halpert and Bell, 1997). Por tanto, sería esperable su correspondiente efecto positivo sobre los niveles medios de reclutamiento de los próximos años, aunque sería esperable alta variabilidad interanual.

Basándose en esta relación entre la NAO y los niveles de reclutamiento, el documento SCRS/99/57 simula retrospectivamente los niveles de reclutamiento históricamente esperados y las tendencias de la biomasa del stock en una situación de no explotación, observándose fluctuaciones cíclicas de unos 25 años. Bajo estas premisas, el stock habría mostrado una tendencia generalmente creciente hasta mediados de los años setenta y una tendencia decreciente a partir de entonces.

Durante la reunión, el Grupo tomó en consideración correlaciones adicionales de series temporales de tasas de captura de otra flota (machos y hembras de edad 0, Estados Unidos, SCRS/99/87) con dos índices NAO: el que se emplea en el SCRS/99/57 (“winter NAO”, NAO invernal, actualizado) y un índice anual de NAO basado sobre la diferencia de niveles de presión normalizados a nivel del mar (SPL) entre Ponta Delgada, Azores y Reyjavik, Islandia, desde 1865-1997 (<http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/nao.htm>). Si bien estaban correlacionados, hay una desviación considerable entre los valores anuales del índice invernal de la NAO, (tal como se emplean en el SCRS/99/87) y los valores anuales del SPL entre Ponta Delgada y Reyjavik (**Figura 38**). La correlación entre estas dos series y la información sobre el índice estandarizado de tasas de captura de pez espada de edad 0 (SCRS/99/87) podría estar muy positivamente, negativamente o ampliamente no correlacionada con cualquiera de las dos series de NAO empleadas en análisis. Las correlaciones más altas (que tuvieron

lugar para las series temporales cortas) eran positivas, a diferencia de la información sobre el índice de edad 1 de España, que eran negativas.

El documento SCRS/99/57 empleaba la CPUE estandarizada de la edad 1 porque las capturas de edad 0 en general tienen una representación muy escasa en las capturas españolas, y sólo una proporción muy pequeña es reclutada por palangre. Adicionalmente, en este documento se considera que el índice invernal de la NAO es un período más representativo, teniendo en cuenta la información sobre el pico que se produjo en el desove estacional del pez espada del Atlántico norte.

El Grupo observó que, con el fin de intentar cualquier correlación entre los factores medioambientales y los datos de las pesquerías (como niveles de reclutamiento a partir de las CPUEs) se debían definir los indicadores apropiados para cada pesquería. Además, el nivel de correlación se encuentra ampliamente afectado por la calidad (confianza) de los datos disponibles para cada pesquería. En cualquier caso, las series temporales consideradas son cortas con respecto al tiempo generacional del pez espada y con respecto al aparente ciclo de 20 años en la media del índice de la NAO. Considerando este hecho, hay que tener en cuenta la posibilidad de correlaciones falsas.

Respuesta a la solicitud del Subcomité sobre Medio Ambiente

El pez espada se encuentra ampliamente distribuido en el océano Atlántico y el mar Mediterráneo, y alcanza desde Canadá a Argentina por la parte occidental, y desde Noruega a Sudáfrica en la parte oriental (**Figura 1**). Las unidades de gestión a efectos de evaluación son un grupo mediterráneo aparte, y grupos en el Atlántico norte y sur separados en 5°N. Hay incertidumbre en cuanto a si las unidades de gestión empleadas corresponden a las unidades biológicas de stock.

El pez espada se alimenta de una amplia variedad de presas, que incluye peces demersales, peces pelágicos y de aguas profundas, así como de invertebrados. Se cree que se alimenta en toda la columna de agua, siguiendo la migración del estrato de gran dispersión, y manteniéndose dentro del nivel de luz preferido (isolume). Típicamente, se le captura con palangres pelágicos durante la noche, cuando sube a las aguas superficiales en busca de alimento.

El pez espada desova en las aguas cálidas tropicales y subtropicales a lo largo de todo el año. Se le encuentra en las aguas más frías del norte durante los meses de verano. Los ejemplares jóvenes crecen con gran rapidez, alcanzando unos 140 cm LJFL (mandíbula inferior-longitud a la horquilla) a los 3 años, pero a partir de ahí su crecimiento es más lento. Las hembras crecen más rápidamente que los machos y alcanzan una talla máxima superior. Es difícil determinar la edad del pez espada, pero el 53% de las hembras se consideran maduras a la edad 5.

De acuerdo con el plan de trabajo desarrollado por el Grupo de especies sobre Pez Espada en su reunión de 1998, la investigación se centró en métodos para incorporar información de sex ratio por clases de talla en el análisis de población secuencial estructurado por edad. A este respecto, se consideró que las zonas geográficas utilizadas en los análisis representaban perfiles de sex ratio por clases de tallas indicativas de agregaciones para el desove, alimentación y desplazamientos de peces (SCRS/99/83, SCRS/99/6), sobre el rango del Atlántico para el cual se disponía de información suficiente para llevar a cabo análisis. La **Figura 39** muestra las regiones clasificadas como representativas del sex ratio por clases de tallas en procesos de desove, alimentación y de transición (véanse los Apéndices de COM-SCRS/99/11).

SWO-ATL-4. Regulaciones actuales

4.1 Límites de captura

Norte. En el Atlántico norte había en 1998 cuotas específicas para Bermuda (27.2 t), Canadá (1.100.0 t), Japón (687.5 t), Portugal (825,0 t), España (4.537,5 t), y Estados Unidos (3.190,0 t). La Comisión también recomendó que las Partes Contratantes, Partes no Contratantes, entidades o entidades pesqueras sin cuotas específicas asignadas deberían reducir su captura para 1998 y 1999 en un 45% de su captura de 1996 (tal como se comunicó en 1997), excepto aquellos con niveles de captura inferiores a 100 t en 1996, quienes no deberán haberla incrementado por encima de su nivel de 1996, y quienes no tuvieron capturas en 1996 deberían evitar desarrollarla. Además, anualmente, la captura no obtenida por cada país debía sumarse a la cuota del año subsiguiente. Una captura en exceso de la cuota en el primer año se restará de la cuota del año siguiente en una cantidad igual al 100% de tal exceso, y en el segundo año consecutivo de excedencia en una cantidad igual al 125% del exceso de captura. La **Tabla 28** muestra los límites de captura y los desembarques comunicados por país.

El total admisible de capturas en el Atlántico norte en 1998 era de 11.000 t. Los desembarques comunicados superaron esta cifra en un 6% (11.690 t) y los desembarques comunicados más los descartes la sobrepasaron en un 11% (12.175 t). De las seis cuotas específicas por países, Bermuda, Canadá, España, Estados Unidos y Portugal se mantuvieron dentro de su TAC de 1998 (o dentro del 1%). Estos cálculos incluyen las cifras de las cantidades remanentes y las que superaron la cuota. Japón excedió sustancialmente su cuota en 1997 (en unas 472 t) y 1998 (en torno a unas 838 t). Sin embargo, conviene observar que Japón tiene un remanente de captura de cinco años (1997-2001) según la recomendación regulatoria de ICCAT. La Categoría “Otros” superó el límite de captura en un 73% debido en parte a la República Popular China, que comunicó 253 t (un 360% en exceso de su límite de captura) y a las 110 t notificadas por Francia.

Sur. En 1998 había un TAC global y cuotas específicas por países para el Atlántico sur. La **Tabla 28** muestra los límites de captura y los desembarques comunicados por país.

Los desembarques comunicados en el Atlántico sur fueron de 13.476 t, y los desembarques comunicados más los descartes sumaron 13.486 t. Esta cifra se encuentra por debajo del límite de 14.620 t establecido para 1998. En ese mismo año, España y Japón se mantuvieron dentro de sus límites de captura para el Atlántico sur, mientras que Brasil (67%), Uruguay (14%) y la Categoría de Otras Partes Contratantes (5%) excedieron su límite para 1998.

4.2 *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. Tan solo Canadá y Estados Unidos han adoptado este último. En la **Tabla 29** aparece una lista con el porcentaje de peces con talla inferior a la autorizada desembarcados y descartados (para ambas opciones, 119 cm y 125 cm LJFL) por país y en el Atlántico norte y sur (**Figura 40**).

España, Estados Unidos, Canadá, Japón, Sudáfrica y Taipei Chino facilitan datos de capturas por clases de talla basados en muestreo realizado a nivel nacional. Los datos de otros países han sido parciales (Brasil y Portugal) o totalmente sustituidos a partir de estos datos. La evaluación del nivel de cumplimiento de estas pesquerías se encuentra afectada por las cantidades y criterios aplicados en estos procedimientos de sustitución, tanto entre pesquerías como dentro de las mismas. Por esta razón, conviene actuar con cautela a la hora de utilizar estimaciones científicas a efectos de cumplimiento.

En 1998, el porcentaje comunicado de pez espada desembarcado con talla inferior a 125 cm LJFL fue de aproximadamente el 19% (en números) en términos globales para todos los países que pescan en el Atlántico. Si este cálculo se realiza empleando los desembarques comunicados más los descartes, el porcentaje de peces inferiores a 125 cm LJFL estaría en torno al 23%. Según la información obtenida de países que facilitan una amplia relación de datos de talla a ICCAT (Canadá, España, Estados Unidos) en 1998 se capturaron grandes cantidades de peces pequeños, si bien esta percepción varía dependiendo de si sólo se tienen en cuenta las capturas (desembarques más descartes) o únicamente los desembarques. En 1997 y 1998, los incrementos en las capturas españolas de peces inferiores a 125 cm LJFL (37% en 1998) podrían reflejar aumentos en el reclutamiento, en vez de cambios en el tipo de pesca. Tanto Canadá como Estados Unidos comunicaron capturas de peces pequeños en 1998, de menos del 2% si se aplica el criterio de 119 cm LJFL y si sólo se tienen en cuenta los desembarques comunicados. Sin embargo, si también se tienen en cuenta las capturas, en ese caso Canadá (21%) y Estados Unidos (32%) aportan información sobre un número considerable de peces de menos de 125 cm LJFL (y también inferiores a 119 cm; 17% y 22% respectivamente). Conviene observar que los científicos nacionales presentaron su seria preocupación por la precisión de la estimación en 1998 de descartes muertos de Canadá, debido a problemas de muestreo (SCRS/99/77). La **Tabla 29** también indica el porcentaje de peces pequeños de todas las demás pesquerías que se sustituyen con datos de talla de otras naciones.

4.3 Métodos alternativos para reducir la mortalidad de los peces pequeños

El Comité expresó su preocupación por las altas capturas (desembarques más descartes) de pez espada pequeño y la falta de datos y posibles imprecisiones en los datos de talla de numerosas pesquerías, y subrayó que las ganancias en el rendimiento podrían aumentar si la mortalidad por pesca de peces pequeños pudiera reducirse más.

La Comisión ha solicitado al SCRS que evalúe métodos alternativos para reducir la mortalidad de los peces pequeños. Un enfoque alternativo que podría considerarse es la reducción del esfuerzo de pesca en caladeros y temporadas donde existe una fuerte proporción de peces inmaduros en la captura, siguiendo de cerca la veda de la zona de protección recomendada por la Comisión para reducir las capturas de patudo pequeño. Los datos a escala fina (5°x5°) de que dispone el SCRS para cumplir con esto se limitan sólo a unas pocas flotas y el empleo de estos datos podría no reflejar con precisión todos los caladeros y estaciones donde son dominantes en las capturas los ejemplares de pez espada pequeños en el Atlántico total. Los datos más representativos de la captura total provienen de regiones geográficas mucho más amplias.

Las **Figura 41 y Figura 3** muestran la distribución de las capturas de peces pequeños por trimestre y zona de pesca. Esta información podría utilizarse por las naciones/entidades/no entidades pesqueras para identificar áreas y temporadas que podrían ser candidatas a cierres espacio-temporales, aunque se requeriría un examen nacional más detallado de los datos.

SWO-ATL-5. Recomendaciones

a) Estadísticas

Captura. Todos los países que obtienen pez espada (pesca dirigida o captura secundaria) 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 deberá identificar esta situación en los datos de la Tarea I y Tarea II.

Descartes. Se deberá 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.. Los observadores de muestreo deberían ser suficientes para cuantificar los descartes en todos los meses y áreas tanto en las pesquerías dirigidas al pez espada y en las pesquerías de túnidos que captura pez espada como captura secundaria. Se deberían llevar a cabo estudios para mejorar la estimación de los descartes y para que reduzcan la mortalidad por descarte de pez espada. También deberían realizarse estudios para estimar la subsiguiente mortalidad de los peces espada descartados vivos. El Comité recomendó que *Canadá* mejore el muestreo espacial y temporal por observadores en la mar con el fin de estimar con precisión los descartes muertos en la captura.

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 escala tan fina como sea posible. 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/99/19). Considerando las amplias capturas de *Japón* y la escasez de muestras de tallas de esta pesquería, se recomienda con fuerza que *Japón* implemente un esquema amplio de muestreo de tallas por tiempo y área. *Taipei Chino* debería informar sobre la situación de muestras en el futuro, de forma que se pueda explicar mejor los esquemas de selectividad con el fin de conocer el comportamiento de la flota en el futuro.

Factores de conversión. Se recomienda desarrollar factores de conversión para Áreas -Sex Ratio por clases de talla para diversas mediciones y pesos. Hasta que se completen tales estudios, deberán utilizarse las ecuaciones que se identifican en el SCRS/99/6.

Especies en la pesca selectiva. 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 recolectar información más detallada sobre la estrategia de pesca y especies-objetivo. Este tipo de información ya se solicitó con anterioridad, y algunas flotas aún no han recogido estos datos. *Brasil* debería aportar información histórica más completa, incluyendo la CPUE de otras especies obtenidas junto con pez espada (como captura secundaria o pesca dirigida).

Se solicitó al **Subcomité de Estadísticas** que tratase los siguientes temas:

El papel del SCRS en cuanto a aportar datos científicos para el Comité de Cumplimiento de la Comisión.

b) Investigación

Esquemas de pesca. Debería haber una documentación completa y examen de los cambios en los esquemas pesqueros en el Atlántico sur.

Estructura del stock. *Genética* El Grupo solicitó la participación de países miembros y no miembros para obtener muestras genética. El muestreo debería llevarse a cabo a lo largo del año, siguiendo un proyecto de muestreo adecuado. Debería realizarse investigación a corto plazo sobre genética, en el siguiente orden de prioridades: determinar la composición genética de las capturas, tanto del Atlántico

nordeste (particularmente lejos del área de Gibraltar) y el Atlántico tropical, oeste de 15°W (en segundo lugar, el Atlántico sudeste), y definir las relaciones entre océanos (en particular, entre los peces del Mediterráneo oeste y el Atlántico nordeste frente a la Península Ibérica y África noroeste, y en segundo lugar, entre los océanos Índico y Atlántico). Una investigación a más largo plazo implicaría la identificación de las zonas “fronterizas” y/o de mezcla. *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 el Atlántico. *Análisis de microelementos*. Se debería llevar a cabo un estudio piloto de análisis de microelementos con un número de individuos recolectados de áreas ampliamente separadas, para examinar la resolución potencial de esta técnica para delinear la subdivisión del stock y la composición del stock mixto en el océano Atlántico, mar Mediterráneo y océano Índico.

Madurez y fecundidad

Se recomienda obtener mayor información con respecto a la incertidumbre sobre la relación madurez y fecundidad desarrollada para el Atlántico.

Determinación de la edad. Debería continuar la investigación sobre métodos directos de determinación de la edad y llevar a cabo muestreo extensivo. Hay una considerable preocupación acerca de la estimación de L infinito para los machos en la curva de crecimiento de Ehrhardt et al. (1996) y esto podría mejorarse con actividades adicionales de muestreo. Se recomienda con firmeza realizar investigación para obtener curvas de crecimiento para el stock del Atlántico sur.

CPUE. El Comité 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 variabilidad medioambiental en el modelo. Se debe tener en cuenta a la agregación las tendencias de CPUE por Sex Ratio por clases de talla Área (en vez del actual método de agregaciones por nación). Debería llevarse a cabo investigación sobre la idoneidad de obtener índices de abundancia específicos de la edad de análisis independientes

Métodos de evaluación de stock. Se recomienda explorar más ampliamente métodos que actúen mejor y comuniquen incertidumbres (por ejemplo, enfoques Bayesianos). Además, deberían continuar las evaluaciones futuras para desplazarse hacia modelos que oseen mayor flexibilidad en el ajuste de los datos, según fueron originalmente recolectados. Esta recomendación general se hizo durante el Simposio sobre Túnidos para todos los stocks de ICCAT. Finalmente, se recomienda que los modelos incorporen más ampliamente información biológica y las incertidumbres asociadas con información biológica. A este respecto, se recomienda llevar a cabo una reunión intersesiones que se centraría en mejorar el conocimiento biológico del pez espada. Dado que se desarrollan y aplican modelos ulteriores, tendrán lugar un número creciente de posibles evaluaciones del estado del recurso. Será deseable desarrollar un análisis de decisión estructurado para permitir una selección objetiva de las recomendaciones o recomendaciones más adecuadas del rango de posibles resultados.

Se solicitó al **Grupo de Trabajo ICCAT sobre Métodos**, del SCRS de ICCAT, que estudiase los siguientes temas:

- Explorar los métodos adecuados para incluir los efectos de área en la estandarización de la CPUE (por ejemplo, ponderación-área, efectos aleatorios, etc.).

- Explorar los métodos adecuados para incluir la captura dirigida en la estandarización de la CPUE.

Nueva evaluación de stock. Se recomienda que la próxima evaluación de stock de pez espada tenga lugar dentro de tres años (2002) con el fin de avanzar en investigación básica y métodos de evaluación. La reunión inter-sesiones debería emplearse para mejorar el conocimiento biológico básico, que es esencial para mejorar nuestras evaluaciones. Este tipo de trabajo requiere a la vez mucho tiempo y es caro, pero debe convertirse en una prioridad de las naciones/entidades/no entidades pesqueras.

SWO-ATL-6. Implicaciones de la Ordenación

-- Atlántico norte

Las acciones emprendidas por la Comisión para reducir la captura de 1997 a 1999 parecen haber frenado y/o detenido el declive del stock de pez espada en el Atlántico norte. El Comité recomienda a la Comisión que, si desea la recuperación del stock de pez espada en el Atlántico norte a unos niveles de biomasa que soporten el RMS en un plazo de 10 años con una probabilidad superior al 50%, la captura debería reducirse a 10.000 t. Con una captura constante dentro del límite de 10.700 t en 1999, hay una oportunidad superior al 50% de alcanzar los niveles de RMS en 15 años. Sin embargo, esta probabilidad de recuperación es muy sensible incluso a un 10% de exceso, y si continúan las capturas constantes de 11.800 t (límite de captura de 1999 más el 10%) durante los próximos 15 años, probablemente el stock no alcanzará los niveles de biomasa que producirán el RMS con una probabilidad superior al 50%. Por lo tanto, si la Comisión desea regenerar el stock en 15 años, los límites de captura (incluyendo los descartes) no deberían ni incrementarse ni excederse. Las medidas de ordenación tomadas por la Comisión de 1997 a 1999 ilustran claramente la adaptabilidad del pez espada, y la capacidad de respuesta del stock a un descenso de la mortalidad por pesca. Con solamente dos años de gestión con cuotas estrictas (introducidas en 1997), hay señales positivas de la pesquería en términos de tasas de captura.

El Comité expresó su preocupación por las fuertes capturas (desembarques más descartes) de pez espada pequeño y la falta de datos y posibles imprecisiones en los datos de talla de numerosas pesquerías, y subrayó que las ganancias en el rendimiento podrían aumentar si las recomendaciones actuales sobre peces pequeños pudieran implementarse de forma más eficaz. El fuerte reclutamiento que se observa en los años recientes (edad 1 en 1997 y 1998) debería permitir incrementos en la biomasa reproductora en el futuro, y unas perspectivas más optimistas *si* estas clases anuales no son fuertemente explotadas.

-- Atlántico sur

El Comité observó que las capturas habían experimentado una reducción desde la última evaluación, tal como recomendó el SCRS. El Comité seguía preocupado por el estado del stock de pez espada en el Atlántico sur, basándose en los resultados preliminares de los análisis del modelo de producción, y en el esquema de las fuertes capturas y tendencias descendentes de la CPUE en algunas pesquerías de capturas secundarias utilizadas como indicadores. En consecuencia, se estimó que el actual nivel de biomasa está en torno al que produciría el RMS. Sin embargo, si se produce una captura constante al nivel de la captura límite del año 2000 (14.620 t) en los próximos 10 años, hay una posibilidad superior al 50% de que la biomasa descienda a niveles inferiores a los que produciría el RMS. Se debe recordar a la Comisión que el modelo de producción se ve afectado por un gran número de incertidumbres en relación con los datos de entrada. Si la Comisión trata de incrementar la probabilidad de mantener el stock en buena situación, debe mantener las tasas de mortalidad por pesca, y por tanto la captura, por debajo de los niveles actuales.

[illegible]

TABLE 1. REPORTED CATCHES (LANDINGS AND DISCARDS) OF ATLANTIC SWORDFISH 1950-1998

	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
SOUTH ATL (Land +Disc)	0	0	0	0	0	0	1	224	92	171	459	1016	769	1418	2030	2578	1952	1577	2448	4481	5426	2166	2580	3078	2753
LANDINGS	0	0	0	0	0	0	1	224	92	171	459	1016	769	1418	2030	2578	1952	1577	2448	4481	5426	2166	2580	3078	2753
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
OTHERS	0	0	0	0	0	0	0	100	0	100	100	200	0	0	0	0	0	0	100	200	0	2	0	0	0
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
ANGOLA	0	0	0	0	0	0	0	100	0	100	100	200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ARGENTINA	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
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
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
BRASIL	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
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
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
CHINESE TAIPEI	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
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
CUBA	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
EC-ESPAÑA	0	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
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
GHANA	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
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
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
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
LITHUANIA	0	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
NEI-28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	274	90	
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
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
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
USSR	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
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
USA	0	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	0	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

TABLE 1. REPORTED CATCHES (LANDINGS AND DISCARDS) OF ATLANTIC SWORDFISH 1950-1998

	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
MEDITERRANEAN	586	580	337	0	452	340	393	0	914	200	112	206	300	318	394	1760	1752	1317	3440	3723	3341	4975	5958	4807	5034
LONGLINE	586	580	337	0	452	340	393	0	414	0	0	94	188	94	282	1423	1192	869	1196	1350	1114	1426	1529	1388	1089
OTHERS	0	0	0	0	0	0	0	0	500	200	112	112	112	224	112	337	560	448	2244	2373	2227	3549	4429	3419	3945
ALBANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ALGERIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	196
CHINESE TAIPEI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CYPRUS	0	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-ESPAÑA	586	580	337	0	452	340	393	0	414	0	0	0	0	0	0	1200	1000	700	1000	1100	900	1100	1300	1105	700
EC-GREECE	0	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-ITALY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1568	2240	2016	3248	4144	3136	3730
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
LIBYA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	224	224	336	560	0	0	0	0	0	0
MALTA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	112	224	224	224	192
MAROC	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	94	188	94	282	224	192	170	197	250	214	327	230	183	196
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
TUNISIE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
TURKEY	0	0	0	0	0	0	0	0	500	200	112	112	112	224	112	112	336	111	115	133	99	76	60	59	15

TABLE 1. REPORTED CATCHES (LANDINGS AND DISCARDS) OF ATLANTIC SWORDFISH 1950-1998

	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
TOTAL CATCH (ATL+MEDI)	16202	14145	14544	20559	20778	25460	21968	26005	26825	35596	39197	41098	44554	52808	51938	45315	40802	43907	45892	50933	50798	45193	46094	31119
TOTAL ATL.CATCH	11901	9508	9264	14601	15231	18881	15155	19662	19929	21930	23969	24380	26266	32469	34177	32887	29062	29578	33047	35564	38877	33708	31897	26156
NORTH ATL (Land + Disc)	8839	6696	6409	11835	11937	13558	11180	13215	14527	12791	14383	18486	20236	19513	17250	15672	14937	15394	16827	15300	16697	15021	12931	12175
LANDINGS	8839	6696	6409	11835	11937	13558	11180	13215	14527	12791	14383	18486	20236	19513	17250	15672	14690	15011	16419	14592	16171	14433	12480	11690
LONGLINE	7078	5234	5458	11123	11177	12831	10549	13019	14023	12664	14240	18269	20022	18927	15348	14026	14208	14288	15737	14108	15590	13607	12087	11008
OTHERS	1761	1462	951	712	760	727	631	196	504	127	143	217	214	586	1902	1646	482	723	682	484	581	826	393	682
DISCARDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	247	383	408	708	526	588	451	485
ANGOLA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
BARBADOS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	12
CANADA	21	15	113	2314	2970	1885	561	554	1088	499	585	1059	954	898	1247	911	1026	1547	2234	1676	1610	739	1089	1115
CAP-VERT	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	55	65	79	100	30	253
CHINESE TAIPEI	272	471	246	164	338	134	182	260	272	164	152	157	52	23	17	270	577	441	127	507	489	521	509	286
CUBA	280	283	398	281	128	278	227	254	410	206	162	636	910	832	87	47	23	27	16	50	86	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
EC-ESPAÑA	3747	2816	3309	3622	2582	3810	4014	4554	7100	6315	7441	9719	11135	9799	6648	6386	6633	6672	6598	6185	6953	5547	5140	4079
EC-FRANCE	0	0	0	0	0	5	4	0	0	1	4	4	0	0	0	75	75	75	95	46	84	97	164	110
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
EC-IRELAND	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	15	26
EC-ITALY	0	0	0	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-PORTUGAL	58	32	38	17	29	15	13	11	9	14	22	468	994	617	300	475	773	542	1961	1599	1617	1703	903	773
EC-UK	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	1	5	11	11	
GRENADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	56	5	1	2	3	13	0	1	4	15	15
JAPAN	2462	1149	793	946	542	1167	1315	1755	537	665	921	807	413	621	1572	1051	992	1064	1126	933	1043	1494	1178	1525
KOREA	172	335	541	634	303	284	136	198	53	32	160	68	60	30	320	51	3	3	19	16	16	19	15	0
LIBERIA	0	0	0	0	0	5	38	34	53	0	24	16	30	19	35	3	0	7	14	26	28	28	28	28
MAROC	15	12	7	11	208	136	124	91	129	81	137	181	197	196	222	91	110	69	39	36	79	462	267	267
MEXICO	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	14	0	0	14	28
NEI-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	76	112	529	0	0	0	0	0	0	0	0
NEI-2	0	0	0	0	0	0	12	0	0	0	0	14	3	131	190	185	43	35	111	0	0	0	0	0
NEI-28	25	91	22	76	26	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	0	0	0	0	0	0	0	0
POLAND	0	0	0	6	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
RUMANIA	0	0	0	1	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	14	14
SENEGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	6	6	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	1	0	0	0	0
ST.VINCENT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	3	23	0	4	3	1	1
TRINIDAD & TOBAGO	0	0	0	0	0	0	0	0	21	26	6	45	151	42	79	66	71	562	125	0	0	43	14	15
USSR	32	19	15	23	10	21	0	69	0	16	13	18	4	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	0	0	1	1	5	5
USA	1700	1429	912	3684	4619	5625	4530	5410	4820	4749	4705	5210	5247	6171	6411	5519	4278	3852	3782	3366	4026	3560	2975	3053
VENEZUELA	52	43	15	46	182	192	24	25	35	23	51	84	86	2	4	9	78	103	73	69	54	85	74	74
DISCARDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	247	383	408	708	526	588	451	485
CANADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	52
USA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	247	383	408	708	526	588	446	433

TABLE 1. REPORTED CATCHES (LANDINGS AND DISCARDS) OF ATLANTIC SWORDFISH 1950-1998

	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
SOUTH ATL (Land +Disc)	3062	2812	2855	2766	3294	5323	3975	6447	5402	9139	9586	5894	6030	12956	16927	17215	13878	13801	15812	19556	21654	18098	18494	13486
LANDINGS	3062	2812	2855	2766	3294	5323	3975	6447	5402	9139	9586	5894	6030	12956	16927	17215	13878	13801	15812	19556	21654	18097	18473	13476
LONGLINE	3062	2812	2840	2749	3265	5179	3938	6344	5307	8920	8863	4951	5446	12404	16398	16705	13287	13173	15547	17365	20806	17799	18388	13370
OTHERS	0	0	15	17	29	144	37	103	95	219	723	943	584	552	529	510	591	628	265	2191	848	298	85	106
DISCARDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	10
ANGOLA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	26	228	815	84	84	84	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ARGENTINA	10	111	132	4	0	0	0	20	0	0	361	31	351	198	175	230	88	88	14	24	0	0	0	0
BELIZE.SH.OB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
BENIN	0	0	0	0	0	0	18	24	0	86	90	39	13	19	26	28	28	26	28	25	24	24	24	0
BRASIL	514	365	396	372	521	1582	655	1019	781	468	562	753	947	1162	1168	1696	1312	2609	2013	1571	1975	1892	4100	3899
BULGARIA	0	0	3	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	24
CHINESE TAIPEI	935	745	675	625	1292	702	528	520	261	199	280	216	338	798	610	900	1453	1686	846	2829	2876	2873	2562	1147
COTE D'IVOIRE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	10	10	10	12	7	10	21	15	19	24	24	0	0	0
CUBA	248	317	302	319	272	316	147	432	818	1161	1301	95	173	159	830	448	209	246	192	452	778	60	60	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	66	0	4393	7725	6166	5760	5651	6974	7937	11290	9622	8461	5831
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	380	389	441	384
G.EQUATORIAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0
GHANA	0	0	0	0	0	110	5	55	5	15	25	13	123	235	235	235	235	235	0	0	0	140	0	106
HONDURAS-OB.SH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	4	5	2
JAPAN	805	105	514	503	782	2029	2170	3287	1908	4395	4613	2913	2620	4453	4019	6708	4459	2870	5256	4699	3619	2197	1643	963
KOREA	279	812	699	699	303	399	311	486	409	625	917	369	666	1012	776	50	147	147	198	164	164	7	18	0
LITUANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	794	0	0	0	0
NEI-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	856	439	0	0	0	0	0	0	0	0
NEI-28	40	219	28	83	26	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	83	69	0	0	0	0	0	0	0	3	0	857	0	9	0	0
SOUTH AFRICA	0	0	0	0	28	31	9	3	7	0	8	5	5	4	0	0	5	9	4	1	4	1	1	169
TOGO	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	32	1	0	2	3	5	5	8	14	14	64	0	0
USSR	231	138	106	161	70	154	40	26	46	158	60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
URUGUAY	0	0	0	0	0	0	92	575	1084	1927	1125	537	699	427	414	302	156	210	260	165	499	644	760	791
USA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	171	396	160	
DISCARDS	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	10
U.S.A	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	10	

TABLE 1. REPORTED CATCHES (LANDINGS AND DISCARDS) OF ATLANTIC SWORDFISH 1950-1998

	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
MEDITERRANEAN	4301	4637	5280	5958	5547	6579	6813	6343	6896	13666	15228	16718	18288	20339	17761	12428	11987	14712	13253	16077	12447	12074	14669	5458
LONGLINE	712	4138	4606	5046	4877	5115	5411	5751	6239	6640	6260	7297	7781	9163	6784	6873	7083	7456	6932	8640	5667	5495	4966	3300
OTHERS	3589	499	674	912	670	1464	1402	592	657	7026	8968	9421	10507	11176	10977	5555	4904	7256	6321	7437	6780	6579	9703	2158
ALBANIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	13	13	0	
ALGERIA	500	368	370	320	521	650	760	870	877	884	890	847	1820	2621	590	712	562	395	562	600	807	807	807	0
CHINESE TAIPEI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	3	0
CYPRUS	5	59	95	82	98	72	78	103	28	63	71	154	84	121	139	173	162	73	116	159	122	75	75	0
EC-ESPAÑA	89	89	667	720	800	750	1120	900	1322	1245	1227	1337	1134	1762	1337	1523	1171	822	1358	1503	1379	1186	1264	1443
EC-GREECE	0	0	0	0	0	0	91	773	772	1081	1036	1714	1303	1008	1120	1344	1904	1456	1568	2520	974	1237	750	1650
EC-ITALY	3362	3747	3747	4506	3930	4143	3823	2939	3026	9360	10863	11413	12325	13010	13009	5524	4789	7595	6330	7765	6725	5286	6104	0
JAPAN	0	1	0	2	3	1	0	5	6	19	14	7	3	4	1	2	1	2	4	2	4	5	4	5
LIBYA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MALTA	214	175	223	136	151	222	192	177	59	94	108	97	131	207	121	122	119	71	76	42	58	58	83	0
MAROC	118	186	144	172	0	0	0	0	43	39	38	92	40	62	97	1249	1706	2692	2589	2654	1696	2734	4900	2360
NEI-2	0	0	0	0	0	728	672	517	532	771	730	767	828	875	979	1360	1292	1292	0	0	0	0	0	0
TUNISIE	3	5	0	0	0	0	7	19	15	15	61	64	63	80	159	176	181	178	357	298	378	352	346	0
TURKEY	10	7	34	20	44	13	70	40	216	95	190	226	557	589	209	243	100	136	292	533	304	320	320	0

Table 2. Atlantic swordfish stock structure assumption and affirmative/negative comments regarding the various hypotheses by available data (updated from the 1996 Detailed Report).

<i>Stock hypotheses</i>	<i>CPUE by age</i>	<i>Larval distrib.</i>	<i>Catch distrib. (JLL data)</i>	<i>Mark/ Recapture</i>	<i>Size distrib.</i>	<i>Recruit. trends</i>	<i>Genetic</i>	<i>Spawning areas</i>
Mediterranean separate stock?	-	YES	-	-	YES	-	YES	YES
Total Atlantic single stock?	NO	YES	NO	NO ⁴	NO	-	NO	¹⁰
North Atlantic single stock?	YES	YES ¹	YES	NO	YES	YES ⁶	⁷	¹⁰
North (E&W) separate stocks?	NO	NO ²	NO ³	YES ⁵	NO	NO	^{7,8}	^{2,10}
NE+South Atlantic. single stock?	NO	YES	NO	NO ⁴	NO	-	⁸	¹⁰
Indian Ocean-South Atlantic mixing?	-	NO	-	-	-	-	NO ⁹	NO

- ¹ The presence of larvae alone should not be used as an indicative of spawning areas, primarily because in most larval studies, the size (age) of larvae is not reported (i.e., larvae could be carried from spawning areas to other regions by currents).
- ² A survey of the NE Atlantic failed to identify females with high gonadal indices. Furthermore, based on sex at size ratios, most of the NE Atlantic displays characteristics of transition and feeding areas.
- ³ The Spanish and Japanese fish in a continuous zone across the tropical area.
- ⁴ No recovery from the north Atlantic has been reported in the south. The different probabilities for obtaining recoveries in different areas of the Atlantic have not been taken into account. A common spawning stock in the tropical zone could be feeding north and south stocks.
- ⁵ Two instances of transatlantic movement have been recorded. Movement has been demonstrated from the tropical eastern area to the central area and from the temperate central area to the sub-tropical western area. The different probabilities for obtaining recoveries in different areas of the Atlantic have not been taken into account.
- ⁶ In VPA run separately for eastern and western stocks, recruitment trends were generally parallel. However, VPA analyses have not been updated, and it is uncertain that this pattern will hold, given more recent information.
- ⁷ Sampling of the NE Atlantic has been extremely limited. Additional samples from the NE Atlantic are necessary to evaluate the status of this region.
- ⁸ Samples from the tropical Atlantic, both north and south of 5°N are significantly different from NW Atlantic samples, but not different from temperate South Atlantic samples.
- ⁹ Highly significant genetic differences exist between these two basins. However, the boundary between the Indian Ocean and the South Atlantic Populations has not been determined.
- ¹⁰ Study of gonadal indices from the Spanish fishery do not indicate discrete spawners in north or an east-west division.

Table 3. Catch at age (in number) for Atlantic swordfish.

North Atlantic - Both sexes combined, using sex-specific growth curves

Age E	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989 E	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	2956	3011	7551	6332	8066	9616	11482	11287	23956	37923	48662	20781	25388	24647	24079	23085	31186	38108	52558	47340	23481
1	9034	14073	29914	17650	23223	36175	33837	38308	57404	87309	97891	89894	58781	51771	52333	64448	69927	78961	67639	73584	66308
2	16824	22487	38292	29259	26963	43096	42740	47543	76496	94095	103394	88626	94142	69099	76945	83711	85860	98969	84751	69075	92293
3	25919	23417	36050	30119	32230	40642	41158	48288	63447	80752	73506	66552	68107	67736	61851	70643	58262	73214	69627	49496	49960
4	27103	26055	31748	27105	31837	38837	36366	43218	54264	61623	52194	49271	44604	48743	46028	48799	41007	46906	45080	32920	32365
5	23750	21367	25160	21461	27062	30365	26678	29144	38149	41200	34557	33057	29178	30051	30544	31903	27333	30498	28185	22150	20213
6	17916	16977	18667	14414	18182	20805	17611	18886	24435	26198	19449	19652	17699	17600	18879	20776	17350	18195	15600	13938	12563
7	12645	12563	13791	10832	12313	13246	10848	12193	14720	15691	12702	12485	10623	10588	11339	11843	10971	10925	9966	8532	7396
8	7866	8542	8791	7225	8991	7874	6604	7757	9106	8677	7805	7876	6350	6532	6217	7204	6283	6965	5713	5132	4751
9	5582	6056	5574	4611	5286	4982	4160	4432	5730	6168	5162	5088	4102	3990	3914	4623	3996	4334	3970	3438	2934
10	3455	3944	3434	3103	3373	3165	2600	2652	3471	3379	2828	2757	2359	2309	2561	2645	2386	2552	2423	2596	1909
11	2460	2448	2534	2136	2334	2277	1719	1741	2353	2214	1870	1850	1726	1655	1762	2008	1653	1952	1696	2475	1361
12	1343	1578	1528	1268	1483	1354	1045	1087	1491	1526	1080	1200	1015	1011	1127	1019	1059	1111	998	1229	990
13	987	1243	1067	859	1063	1014	825	843	1084	1133	766	782	798	709	819	904	778	856	881	947	879
14	635	570	641	497	728	615	467	554	703	780	479	546	559	459	533	641	543	584	474	769	395
15+	8065	7715	7689	6080	7111	7045	5599	5967	7484	7791	5895	6099	5446	5267	5840	6885	5479	5899	5443	5202	4016
Total	166540	172047	232432	182951	210247	261107	243740	273899	384294	476460	468239	406514	370877	342167	344771	381138	364075	420028	395004	338822	321814

North Atlantic - Mails only, using sex-specific growth curves

Age E	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989 E	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	1537	1862	4549	3793	4770	5752	6818	6886	13910	22297	28566	12758	14576	14216	13759	13534	17917	21304	30066	27778	13844
1	4683	7606	15270	9070	11987	18494	17449	19711	29902	45184	50119	47224	31283	26835	26816	32934	36041	41067	36598	37322	34213
2	6579	10114	16469	13026	11595	17875	18464	20227	33993	40807	45188	40335	42821	30755	34238	35846	38715	44310	42316	31016	41271
3	7187	7694	12484	11158	10923	12648	13711	16470	23826	28273	27889	26508	27839	26050	23771	26460	23290	30241	31518	19331	20065
4	5734	7017	8347	7546	8175	10076	9838	12459	17429	19263	17526	17818	16928	18532	15708	16831	14751	18361	18392	11569	11585
5	4642	4548	6098	5215	5938	7440	7014	8727	12464	13351	10774	11085	10328	11216	10477	10713	9370	11852	11830	7584	7388
6	3658	3099	3801	3346	4112	4530	4343	5365	7757	8463	6649	6661	6170	5846	6345	6461	5741	6762	6983	4301	4163
7	2375	2414	2882	2509	3201	3631	3079	3696	5162	5767	4302	4564	4052	4213	4064	4219	3722	4183	4311	2879	2812
8	1600	1667	2013	1865	2215	2429	2273	2588	3360	3559	3087	3480	2718	2919	2460	2913	2395	3056	2791	1874	1865
9	1309	1400	1463	1269	1597	1710	1617	1707	2357	2788	2542	2460	1890	2064	1572	1940	1714	1929	1787	1238	1189
10	832	832	1007	902	1152	1183	1023	1173	1500	1680	1347	1332	1218	1160	1308	1262	1047	1212	1234	860	759
11	751	720	835	653	906	976	722	822	1191	1162	1099	1000	973	930	966	963	797	979	954	707	616
12	441	416	521	454	615	665	518	569	731	805	658	622	595	592	716	601	511	588	567	412	365
13	485	496	502	377	487	611	485	525	677	753	493	506	572	504	517	646	473	560	478	427	582
14	365	284	372	270	342	398	324	365	474	551	363	356	367	329	335	421	326	350	307	273	253
15+	7449	7441	7314	5662	6394	6811	5367	5618	6998	7273	5536	5547	5079	4921	5483	6365	5122	5074	5118	4399	3750
Total	49627	57610	83926	67116	74410	95227	93045	106910	161731	201976	206137	182255	167409	151081	148536	162106	161932	191829	195251	151970	144720

Table 3. Continued.

North Atlantic - Females only, using sex-specific growth curves																					
Age E	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989 E	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	1419	1149	3002	2539	3296	3864	4664	4400	10046	15627	20096	8023	10812	10431	10320	9551	13269	16803	22492	19562	9637
1	4352	6467	14644	8580	11236	17681	16388	18597	27502	42125	47772	42669	27499	24936	25517	31515	33886	37894	31040	36262	32095
2	10245	12374	21824	16233	15368	25221	24277	27316	42502	53288	58206	48291	51320	38344	42706	47865	47146	54659	42434	38059	51021
3	18732	15722	23566	18961	21307	27994	27447	31818	39621	52479	45617	40044	40268	41686	38080	44183	34973	42973	38108	30164	29895
4	21368	19038	23401	19558	23663	28761	26527	30759	36835	42359	34668	31454	27676	30211	30321	31969	26256	28545	26688	21351	20781
5	19108	16819	19062	16246	21124	22925	19664	20416	25685	27849	23783	21972	18850	18835	20067	21190	17964	18646	16356	14565	12825
6	14259	13878	14866	11068	14070	16275	13268	13521	16678	17736	12801	12991	11529	11754	12534	14315	11609	11433	8616	9637	8400
7	10270	10150	10910	8324	9112	9615	7768	8496	9559	9925	8399	7921	6571	6375	7275	7624	7249	6742	5656	5653	4585
8	6266	6875	6777	5360	6775	5445	4332	5169	5746	5118	4718	4396	3633	3613	3756	4291	3888	3909	2923	3258	2886
9	4273	4656	4111	3342	3690	3272	2543	2726	3373	3380	2620	2628	2211	1926	2342	2682	2282	2405	2182	2200	1745
10	2623	3112	2428	2202	2221	1982	1577	1478	1971	1699	1480	1425	1140	1148	1252	1383	1339	1340	1190	1736	1151
11	1709	1728	1699	1482	1428	1301	997	919	1162	1052	771	850	753	724	796	1046	856	973	742	1768	745
12	902	1161	1007	814	868	688	528	518	760	721	422	578	420	420	411	418	548	523	431	817	625
13	502	748	565	482	576	404	340	317	407	380	273	276	226	205	303	258	305	296	403	520	296
14	270	286	269	227	386	218	143	190	229	229	116	190	192	131	198	220	217	234	167	496	143
15+	616	274	375	418	717	233	232	350	485	518	359	553	367	346	358	521	357	825	325	803	266
Total	116914	114438	148506	115835	135837	165880	150695	166989	222562	274484	262102	224259	203468	191087	196236	219032	202143	228199	199753	186852	177095
North Atlantic - Both sexes combined, using the "unisex" (Gompertz) growth curve.																					
Age E	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989 E	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	2075	1210	3431	3121	3948	4265	5646	5168	14431	22987	27745	7837	14563	14797	14378	12166	18425	26494	35919	29171	13037
1	7031	10381	25843	14944	21148	29402	29792	32982	47893	77679	89204	75970	47735	45367	43415	55576	61345	66641	65307	73784	54053
2	19253	27564	45961	34781	32713	54860	52596	58515	94472	117818	132031	114364	115229	84287	94509	101741	106501	121078	102140	85347	113733
3	36150	34454	49625	41162	44702	56367	56010	66798	88440	108440	98781	90989	91429	93384	83307	94836	78778	99008	94218	66176	66526
4	35274	32341	39254	34316	41398	47823	43999	51639	66340	73354	60685	58714	50089	53908	53974	56036	47492	53359	51883	38341	36717
5	25903	22860	26182	21194	27557	30715	25751	26838	34397	37294	29473	27974	25774	25202	27357	29583	23893	25708	22207	19634	17711
6	13919	14346	14776	11252	13562	15425	12639	12920	15981	17579	12131	12566	11172	11076	11661	13436	11259	11110	9303	9894	7944
7	8906	9010	9522	7247	8015	8295	6433	7232	7915	7827	7334	6887	5593	5290	6215	6373	6193	5785	5140	4466	4015
8	4403	4722	4736	4031	5123	4058	3139	3722	4028	3931	3423	3360	2802	2820	2901	3317	2996	2984	2410	2638	2172
9	3187	3521	3295	2449	2931	2568	1941	2309	2738	2116	1922	1869	1649	1411	1591	1897	1567	1765	1496	1580	1254
10	1923	2063	1903	1552	1562	1394	1102	1177	1507	1544	1137	1185	982	930	1312	1245	1033	1077	1053	926	810
11	1042	1444	1070	894	1016	915	744	663	919	1098	753	779	558	536	625	627	661	651	476	832	495
12	841	806	702	602	659	531	441	453	619	572	432	460	356	297	426	590	439	370	319	417	334
13	696	823	484	471	494	391	298	306	391	329	288	266	269	248	285	325	317	295	261	256	248
14	492	614	388	334	327	349	260	239	298	262	245	185	163	142	151	185	182	179	196	268	166
15+	5445	5887	5259	4602	5093	3751	2948	2938	3925	3632	2657	3107	2516	2471	2664	3206	2994	3524	2675	5093	2598
Total	166540	172047	232432	182951	210247	261107	243740	273899	384294	476460	468239	406514	370877	342167	344771	381138	364075	420028	395004	338822	321814

Table 3. Continued.

South Atlantic - both sexes combined, using "unisex" (Gompertz) growth curve.

Age E	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989 E	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	58	54	127	441	290	70	1231	796	239	146	3784	2993	2591	2064	2724	4008	6919	6534	2136	1691	1790
1	397	457	908	4156	3827	1888	6556	7858	4552	3051	16202	27045	11390	10701	8580	12701	23035	26289	17027	22213	12737
2	1272	3384	3600	5747	13700	10825	20372	22940	13042	11705	29495	51758	35578	30000	27799	27651	61256	72090	60851	61396	54075
3	1203	7441	8556	6772	20532	16337	29091	26913	17115	14953	57660	78461	77856	70253	84419	67279	96995	106325	98706	82354	77129
4	2064	5657	12924	7171	17758	14505	27124	36335	16458	16497	40346	71995	72648	60200	69404	52806	72286	82199	74464	76334	60583
5	3924	5994	9557	7152	14657	14388	19945	25283	14855	14373	27884	39864	42911	32479	26260	32602	40995	41991	43042	44387	27650
6	4983	3841	11494	5301	10457	11274	12545	13196	9437	11875	15773	17954	19137	14710	14389	20043	21942	20471	20893	20757	11628
7	2927	2845	7835	3741	5668	3758	7597	5364	5841	6207	7426	8843	8834	5575	7300	13028	10760	11067	11259	9817	5543
8	1107	1776	2639	2030	2777	2438	3722	3202	2429	2058	5434	4008	3529	2865	3557	7013	6455	7155	6077	4905	2771
9	1372	1828	1640	1638	1558	715	1952	1766	1819	1324	2122	1710	2275	1613	1887	4829	4178	4835	2505	2784	1733
10	911	1408	909	1120	1099	844	1455	964	1307	676	1311	795	1290	936	1136	2923	2078	3385	2048	2025	969
11	534	1002	305	668	540	253	862	446	624	521	606	414	318	470	743	726	1046	2073	1338	1251	749
12	271	193	300	367	342	111	504	260	368	314	531	213	316	269	403	651	717	908	554	857	557
13	305	140	295	215	222	127	265	289	162	302	461	262	377	199	242	579	394	971	588	680	377
14	276	318	183	181	270	236	268	198	154	110	252	118	271	182	166	395	345	279	261	491	312
15+	2895	1046	1246	3310	1726	989	2293	2769	1373	1757	1852	1281	5605	3860	1940	4676	6474	7250	4201	5993	3764
Total	24499	37383	62518	50010	95423	78758	135782	148582	89776	85868	211140	307713	284927	236375	250950	251910	355875	393823	345950	337936	262366

Table 4. Standardized catch rates indices for North Atlantic swordfish by sex and age.

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal	Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
CND	1988	2	1.272	0.10	0.710	0.10	CND	1995	7	0.263	0.04	0.064	0.05
CND	1989	2	1.285	0.09	0.743	0.09	CND	1996	7	0.211	0.04	0.049	0.04
CND	1990	2	1.949	0.09	1.161	0.09	CND	1997	7	0.223	0.04	0.083	0.05
CND	1991	2	0.927	0.06	0.467	0.06	CND	1998	7	0.315	0.05	0.114	0.04
CND	1992	2	1.657	0.06	1.019	0.06	CND	1988	8	0.132	0.11	0.078	0.10
CND	1993	2	1.173	0.05	0.645	0.05	CND	1989	8	0.159	0.09	0.053	0.09
CND	1994	2	0.785	0.04	0.455	0.04	CND	1990	8	0.368	0.10	0.102	0.10
CND	1995	2	0.879	0.04	0.500	0.04	CND	1991	8	0.257	0.06	0.090	0.07
CND	1996	2	0.442	0.04	0.241	0.04	CND	1992	8	0.288	0.07	0.054	0.07
CND	1997	2	0.603	0.04	0.318	0.04	CND	1993	8	0.205	0.05	0.065	0.05
CND	1998	2	1.222	0.05	0.708	0.05	CND	1994	8	0.211	0.04	0.045	0.04
CND	1988	3	1.305	0.10	0.521	0.10	CND	1995	8	0.161	0.04	0.040	0.05
CND	1989	3	1.350	0.09	0.532	0.09	CND	1996	8	0.140	0.04	0.028	0.04
CND	1990	3	1.770	0.09	0.709	0.09	CND	1997	8	0.124	0.05	0.052	0.04
CND	1991	3	1.556	0.06	0.533	0.06	CND	1998	8	0.195	0.05	0.078	0.05
CND	1992	3	1.357	0.06	0.516	0.06	CND	1988	9	0.052	0.12	0.395	0.10
CND	1993	3	1.401	0.05	0.548	0.05	CND	1989	9	0.163	0.10	0.419	0.09
CND	1994	3	0.750	0.04	0.300	0.04	CND	1990	9	0.449	0.10	0.820	0.09
CND	1995	3	0.927	0.04	0.374	0.04	CND	1991	9	0.317	0.06	0.573	0.06
CND	1996	3	0.564	0.04	0.211	0.04	CND	1992	9	0.327	0.07	0.532	0.06
CND	1997	3	0.923	0.04	0.322	0.04	CND	1993	9	0.303	0.05	0.431	0.05
CND	1998	3	1.262	0.05	0.475	0.05	CND	1994	9	0.290	0.04	0.364	0.04
CND	1988	4	1.410	0.10	0.337	0.10	CND	1995	9	0.317	0.04	0.335	0.04
CND	1989	4	1.032	0.09	0.340	0.09	CND	1996	9	0.218	0.05	0.254	0.04
CND	1990	4	1.715	0.09	0.413	0.09	CND	1997	9	0.198	0.05	0.343	0.04
CND	1991	4	1.404	0.06	0.387	0.06	CND	1998	9	0.278	0.05	0.485	0.05
CND	1992	4	1.291	0.06	0.330	0.06							
CND	1993	4	0.984	0.05	0.342	0.05	JPN	1975	3	0.030		0.011	
CND	1994	4	0.670	0.04	0.181	0.04	JPN	1976	3	0.029		0.012	
CND	1995	4	0.692	0.04	0.221	0.04	JPN	1977	3	0.025		0.007	
CND	1996	4	0.490	0.04	0.130	0.04	JPN	1978	3	0.042		0.014	
CND	1997	4	0.886	0.04	0.228	0.04	JPN	1979	3	0.041		0.018	
CND	1998	4	1.131	0.05	0.304	0.05	JPN	1980	3	0.039		0.012	
CND	1988	5	0.925	0.10	0.261	0.10	JPN	1981	3	0.046		0.018	
CND	1989	5	0.695	0.09	0.232	0.09	JPN	1982	3	0.032		0.016	
CND	1990	5	1.345	0.09	0.333	0.09	JPN	1983	3	0.033		0.011	
CND	1991	5	0.995	0.06	0.287	0.06	JPN	1984	3	0.034		0.012	
CND	1992	5	0.857	0.06	0.227	0.06	JPN	1985	3	0.029		0.015	
CND	1993	5	0.694	0.05	0.228	0.05	JPN	1986	3	0.030		0.014	
CND	1994	5	0.508	0.04	0.134	0.04	JPN	1987	3	0.029		0.010	
CND	1995	5	0.472	0.04	0.156	0.04	JPN	1988	3	0.023		0.008	
CND	1996	5	0.362	0.04	0.109	0.04	JPN	1989	3	0.028		0.017	
CND	1997	5	0.622	0.04	0.183	0.04	JPN	1990	3	0.028		0.010	
CND	1998	5	0.847	0.05	0.236	0.05	JPN	1991	3	0.015		0.005	
CND	1988	6	0.507	0.10	0.183	0.10	JPN	1992	3	0.015		0.006	
CND	1989	6	0.521	0.09	0.120	0.09	JPN	1993	3	0.010		0.004	
CND	1990	6	1.032	0.09	0.215	0.09	JPN	1994	3	0.019		0.009	
CND	1991	6	0.701	0.06	0.193	0.06	JPN	1995	3	0.013		0.005	
CND	1992	6	0.661	0.06	0.150	0.06	JPN	1996	3	0.021		0.008	
CND	1993	6	0.527	0.05	0.119	0.05	JPN	1997	3	0.011		0.004	
CND	1994	6	0.441	0.04	0.087	0.03	JPN	1998	3	0.013		0.005	
CND	1995	6	0.399	0.04	0.087	0.03	JPN	1975	4	0.039		0.010	
CND	1996	6	0.300	0.04	0.062	0.05	JPN	1976	4	0.036		0.011	
CND	1997	6	0.418	0.04	0.116	0.04	JPN	1977	4	0.038		0.010	
CND	1998	6	0.601	0.05	0.146	0.05	JPN	1978	4	0.067		0.015	
CND	1988	7	0.338	0.11	0.156	0.10	JPN	1979	4	0.035		0.017	
CND	1989	7	0.341	0.10	0.104	0.10	JPN	1980	4	0.035		0.014	
CND	1990	7	0.663	0.10	0.182	0.09	JPN	1981	4	0.054		0.016	
CND	1991	7	0.470	0.06	0.128	0.06	JPN	1982	4	0.036		0.013	
CND	1992	7	0.380	0.07	0.156	0.06	JPN	1983	4	0.042		0.013	
CND	1993	7	0.374	0.05	0.094	0.04	JPN	1984	4	0.041		0.014	
CND	1994	7	0.292	0.04	0.070	0.04	JPN	1985	4	0.037		0.014	

Table 4. Continued.

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
JPN	1986	4	0.031		0.012	
JPN	1987	4	0.033		0.013	
JPN	1988	4	0.036		0.010	
JPN	1989	4	0.033		0.015	
JPN	1990	4	0.029		0.013	
JPN	1991	4	0.031		0.008	
JPN	1992	4	0.017		0.005	
JPN	1993	4	0.024		0.003	
JPN	1994	4	0.022		0.008	
JPN	1995	4	0.019		0.005	
JPN	1996	4	0.018		0.007	
JPN	1997	4	0.013		0.004	
JPN	1998	4	0.017		0.005	
JPN	1975	5	0.048		0.009	
JPN	1976	5	0.050		0.009	
JPN	1977	5	0.047		0.008	
JPN	1978	5	0.064		0.015	
JPN	1975	7	0.028		0.005	
JPN	1976	7	0.031		0.006	
JPN	1977	7	0.025		0.006	
JPN	1978	7	0.045		0.010	
JPN	1979	7	0.020		0.006	
JPN	1980	7	0.028		0.005	
JPN	1981	7	0.024		0.006	
JPN	1982	7	0.019		0.007	
JPN	1983	7	0.016		0.006	
JPN	1984	7	0.017		0.006	
JPN	1985	7	0.017		0.005	
JPN	1986	7	0.014		0.005	
JPN	1987	7	0.010		0.005	
JPN	1988	7	0.018		0.005	
JPN	1989	7	0.009		0.006	
JPN	1990	7	0.012		0.005	
JPN	1991	7	0.016		0.007	
JPN	1992	7	0.012		0.003	
JPN	1993	7	0.012		0.003	
JPN	1994	7	0.012		0.003	
JPN	1995	7	0.009		0.003	
JPN	1996	7	0.003		0.001	
JPN	1997	7	0.010		0.002	
JPN	1998	7	0.005		0.002	
JPN	1975	8	0.016		0.011	
JPN	1976	8	0.016		0.010	
JPN	1977	8	0.017		0.011	
JPN	1978	8	0.026		0.013	
JPN	1979	8	0.014		0.009	
JPN	1980	8	0.016		0.010	
JPN	1981	8	0.011		0.009	
JPN	1982	8	0.018		0.011	
JPN	1983	8	0.006		0.008	
JPN	1984	8	0.007		0.010	
JPN	1985	8	0.008		0.008	
JPN	1986	8	0.008		0.008	
JPN	1987	8	0.004		0.007	
JPN	1988	8	0.011		0.008	
JPN	1989	8	0.006		0.008	
JPN	1990	8	0.007		0.007	
JPN	1991	8	0.011		0.009	
JPN	1992	8	0.005		0.005	
JPN	1993	8	0.007		0.006	
JPN	1994	8	0.003		0.005	
JPN	1995	8	0.006		0.005	
JPN	1996	8	0.002		0.002	
JPN	1997	8	0.006		0.003	

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
JPN	1998	8	0.004		0.003	
JPN	1975	9	0.075		0.028	
JPN	1976	9	0.045		0.027	
JPN	1977	9	0.019		0.023	
JPN	1978	9	0.057		0.033	
JPN	1979	5	0.038		0.008	
JPN	1980	5	0.041		0.011	
JPN	1981	5	0.043		0.013	
JPN	1982	5	0.049		0.009	
JPN	1983	5	0.036		0.014	
JPN	1984	5	0.051		0.012	
JPN	1985	5	0.042		0.012	
JPN	1986	5	0.035		0.008	
JPN	1987	5	0.031		0.011	
JPN	1988	5	0.037		0.011	
JPN	1989	5	0.033		0.012	
JPN	1990	5	0.031		0.010	
JPN	1991	5	0.044		0.009	
JPN	1992	5	0.020		0.005	
JPN	1993	5	0.028		0.005	
JPN	1994	5	0.021		0.006	
JPN	1995	5	0.022		0.005	
JPN	1996	5	0.011		0.005	
JPN	1997	5	0.017		0.004	
JPN	1998	5	0.014		0.005	
JPN	1975	6	0.043		0.006	
JPN	1976	6	0.048		0.004	
JPN	1977	6	0.039		0.006	
JPN	1978	6	0.054		0.010	
JPN	1979	6	0.032		0.004	
JPN	1980	6	0.037		0.003	
JPN	1981	6	0.028		0.007	
JPN	1982	6	0.030		0.006	
JPN	1983	6	0.036		0.005	
JPN	1984	6	0.043		0.006	
JPN	1985	6	0.033		0.005	
JPN	1986	6	0.024		0.005	
JPN	1987	6	0.016		0.005	
JPN	1988	6	0.025		0.005	
JPN	1989	6	0.019		0.007	
JPN	1990	6	0.020		0.005	
JPN	1991	6	0.031		0.006	
JPN	1992	6	0.018		0.002	
JPN	1993	6	0.027		0.005	
JPN	1994	6	0.012		0.004	
JPN	1995	6	0.016		0.003	
JPN	1996	6	0.006		0.003	
JPN	1997	6	0.016		0.002	
JPN	1998	6	0.010		0.003	
JPN	1979	9	0.023		0.019	
JPN	1980	9	0.046		0.025	
JPN	1981	9	0.024		0.020	
JPN	1982	9	0.019		0.021	
JPN	1983	9	0.007		0.016	
JPN	1984	9	0.014		0.022	
JPN	1985	9	0.011		0.019	
JPN	1986	9	0.015		0.016	
JPN	1987	9	0.006		0.012	
JPN	1988	9	0.017		0.017	
JPN	1989	9	0.008		0.014	
JPN	1990	9	0.010		0.014	
JPN	1991	9	0.013		0.021	
JPN	1992	9	0.007		0.010	
JPN	1993	9	0.013		0.015	

Table 4 Copntinued.

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
JPN	1994	9	0.008		0.009	
JPN	1995	9	0.013		0.010	
JPN	1996	9	0.007		0.005	
JPN	1997	9	0.008		0.009	
JPN	1998	9	0.008		0.006	
ESP	1986	1	0.230	0.21	0.270	0.19
ESP	1987	1	0.350	0.26	0.447	0.24
ESP	1988	1	0.380	0.17	0.443	0.16
ESP	1989	1	0.380	0.17	0.442	0.16
ESP	1990	1	0.230	0.18	0.309	0.16
ESP	1991	1	0.200	0.17	0.256	0.15
ESP	1992	1	0.230	0.15	0.281	0.14
ESP	1993	1	0.260	0.16	0.313	0.14
ESP	1994	1	0.250	0.15	0.305	0.14
ESP	1995	1	0.260	0.14	0.323	0.13
ESP	1996	1	0.240	0.15	0.284	0.13
ESP	1997	1	0.410	0.15	0.475	0.13
ESP	1998	1	0.460	0.15	0.559	0.13
ESP	1986	2	0.410	0.16	0.328	0.16
ESP	1987	2	0.570	0.21	0.475	0.21
ESP	1988	2	0.480	0.14	0.374	0.14
ESP	1989	2	0.500	0.14	0.405	0.14
ESP	1990	2	0.640	0.14	0.542	0.14
ESP	1991	2	0.480	0.13	0.399	0.14
ESP	1992	2	0.450	0.12	0.375	0.13
ESP	1993	2	0.420	0.12	0.348	0.13
ESP	1994	2	0.440	0.12	0.373	0.12
ESP	1995	2	0.520	0.11	0.437	0.11
ESP	1996	2	0.350	0.12	0.288	0.12
ESP	1997	2	0.360	0.12	0.311	0.12
ESP	1998	2	0.510	0.12	0.458	0.12
ESP	1986	3	0.470	0.15	0.248	0.15
ESP	1987	3	0.590	0.20	0.367	0.21
ESP	1988	3	0.480	0.13	0.278	0.14
ESP	1989	3	0.410	0.13	0.252	0.14
ESP	1990	3	0.550	0.14	0.361	0.14
ESP	1991	3	0.590	0.13	0.339	0.13
ESP	1992	3	0.530	0.12	0.291	0.12
ESP	1993	3	0.440	0.12	0.261	0.13
ESP	1994	3	0.360	0.11	0.222	0.12
ESP	1995	3	0.460	0.11	0.289	0.11
ESP	1996	3	0.360	0.11	0.205	0.12
ESP	1997	3	0.290	0.11	0.185	0.12
ESP	1998	3	0.310	0.12	0.222	0.13
ESP	1986	4	0.470	0.15	0.193	0.15
ESP	1987	4	0.540	0.20	0.256	0.20
ESP	1988	4	0.440	0.13	0.208	0.14
ESP	1989	4	0.370	0.13	0.187	0.14
ESP	1990	4	0.410	0.13	0.208	0.14
ESP	1991	4	0.480	0.12	0.256	0.13
ESP	1992	4	0.480	0.12	0.233	0.12
ESP	1993	4	0.370	0.12	0.201	0.12
ESP	1994	4	0.310	0.11	0.150	0.12
ESP	1995	4	0.350	0.10	0.184	0.11
ESP	1996	4	0.270	0.11	0.150	0.12
ESP	1997	4	0.220	0.11	0.120	0.12
ESP	1998	4	0.220	0.11	0.129	0.13
ESP	1986	5	0.340	0.15	0.149	0.15
ESP	1987	5	0.370	0.21	0.190	0.20
ESP	1988	5	0.300	0.14	0.132	0.14
ESP	1989	5	0.270	0.14	0.123	0.14
ESP	1990	5	0.270	0.14	0.137	0.14
ESP	1991	5	0.290	0.15	0.270	0.15
ESP	1992	5	0.320	0.12	0.160	0.12
ESP	1993	5	0.240	0.13	0.129	0.13
ESP	1994	5	0.200	0.12	0.105	0.12
ESP	1995	5	0.210	0.11	0.120	0.11
ESP	1996	5	0.170	0.12	0.098	0.13
ESP	1997	5	0.140	0.12	0.082	0.13
ESP	1998	5	0.140	0.13	0.081	0.14
ESP	1986	6	0.213	0.17	0.096	0.15
ESP	1987	6	0.215	0.22	0.114	0.20
ESP	1988	6	0.158	0.15	0.090	0.14
ESP	1989	6	0.140	0.15	0.084	0.14
ESP	1990	6	0.152	0.16	0.088	0.14
ESP	1991	6	0.162	0.14	0.096	0.13
ESP	1992	6	0.182	0.13	0.092	0.12
ESP	1993	6	0.154	0.14	0.080	0.13
ESP	1994	6	0.121	0.13	0.065	0.12
ESP	1995	6	0.126	0.12	0.071	0.11
ESP	1996	6	0.108	0.13	0.066	0.13
ESP	1997	6	0.089	0.14	0.051	0.14
ESP	1998	6	0.094	0.15	0.051	0.14
ESP	1986	7	0.123	0.19	0.065	0.15
ESP	1987	7	0.138	0.26	0.080	0.19
ESP	1988	7	0.114	0.18	0.058	0.14
ESP	1989	7	0.097	0.18	0.054	0.14
ESP	1990	7	0.089	0.18	0.057	0.14
ESP	1991	7	0.087	0.17	0.060	0.13
ESP	1992	7	0.094	0.16	0.061	0.12
ESP	1993	7	0.082	0.16	0.052	0.12
ESP	1994	7	0.077	0.15	0.044	0.12
ESP	1995	7	0.073	0.15	0.047	0.11
ESP	1996	7	0.064	0.17	0.046	0.14
ESP	1997	7	0.058	0.18	0.038	0.15
ESP	1998	7	0.056	0.19	0.040	0.15
ESP	1986	8	0.074	0.22	0.047	0.15
ESP	1987	8	0.076	0.30	0.053	0.20
ESP	1988	8	0.069	0.21	0.045	0.14
ESP	1989	8	0.058	0.21	0.042	0.14
ESP	1990	8	0.046	0.21	0.037	0.14
ESP	1991	8	0.055	0.20	0.039	0.13
ESP	1992	8	0.050	0.19	0.038	0.12
ESP	1993	8	0.045	0.19	0.032	0.13
ESP	1994	8	0.046	0.18	0.028	0.12
ESP	1995	8	0.046	0.18	0.028	0.12
ESP	1996	8	0.044	0.20	0.028	0.14
ESP	1997	8	0.042	0.23	0.024	0.16
ESP	1998	8	0.046	0.23	0.025	0.16
ESP	1986	9	0.047	0.25	0.039	0.14
ESP	1987	9	0.057	0.33	0.041	0.19
ESP	1988	9	0.046	0.24	0.037	0.13
ESP	1989	9	0.048	0.25	0.036	0.14
ESP	1990	9	0.038	0.25	0.030	0.14
ESP	1991	9	0.036	0.23	0.030	0.13
ESP	1992	9	0.037	0.23	0.028	0.12
ESP	1993	9	0.034	0.22	0.025	0.12
ESP	1994	9	0.036	0.21	0.024	0.12
ESP	1995	9	0.034	0.21	0.023	0.11
ESP	1996	9	0.036	0.24	0.023	0.14
ESP	1997	9	0.037	0.26	0.020	0.16
ESP	1998	9	0.036	0.28	0.021	0.17

Table 4 Copntinued.

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
USA	1981	1	3.187	0.17	0.889	0.31
USA	1982	1	3.274	0.16	0.769	0.25
USA	1983	1	3.910	0.11	1.278	0.19
USA	1984	1	3.491	0.10	1.588	0.14
USA	1985	1	3.094	0.11	1.334	0.13
USA	1986	1	4.606	0.08	2.668	0.10
USA	1987	1	4.158	0.05	2.112	0.06
USA	1988	1	4.403	0.04	2.584	0.05
USA	1989	1	3.976	0.05	2.676	0.06
USA	1990	1	3.373	0.05	2.345	0.06
USA	1981	2	3.812	0.18	1.089	0.25
USA	1982	2	3.562	0.13	0.773	0.25
USA	1983	2	3.259	0.11	0.967	0.19
USA	1984	2	3.446	0.09	1.356	0.14
USA	1985	2	3.650	0.10	1.341	0.13
USA	1986	2	3.595	0.07	1.526	0.10
USA	1987	2	3.612	0.05	1.470	0.07
USA	1988	2	3.879	0.04	1.681	0.06
USA	1989	2	3.101	0.05	1.602	0.06
USA	1990	2	3.188	0.05	1.699	0.06
USA	1981	3	3.451	0.17	1.213	0.26
USA	1982	3	2.757	0.15	0.665	0.26
USA	1983	3	2.160	0.13	0.430	0.26
USA	1984	3	2.475	0.10	0.652	0.17
USA	1985	3	2.924	0.11	1.047	0.15
USA	1986	3	2.081	0.09	0.760	0.15
USA	1987	3	2.175	0.05	0.679	0.10
USA	1988	3	2.251	0.05	0.745	0.09
USA	1989	3	1.883	0.06	0.797	0.09
USA	1990	3	1.647	0.06	0.835	0.09
USA	1991	3	1.880	0.09	0.919	0.11
USA	1992	3	1.647	0.08	0.763	0.11
USA	1993	3	1.400	0.08	0.761	0.11
USA	1994	3	1.474	0.08	0.747	0.11
USA	1995	3	1.581	0.08	0.972	0.10
USA	1996	3	1.596	0.08	1.027	0.09
USA	1997	3	1.736	0.08	1.105	0.09
USA	1998	3	1.764	0.08	1.174	0.09
USA	1981	4	2.067	0.19	0.671	0.35
USA	1982	4	2.158	0.16	0.780	0.25
USA	1983	4	1.369	0.15	0.315	0.32
USA	1984	4	1.417	0.13	0.551	0.20
USA	1985	4	1.753	0.13	0.766	0.16
USA	1986	4	1.469	0.10	0.603	0.16
USA	1987	4	1.122	0.07	0.430	0.12
USA	1988	4	1.151	0.06	0.478	0.10
USA	1989	4	1.042	0.07	0.465	0.11
USA	1990	4	0.937	0.07	0.422	0.12
USA	1991	4	0.900	0.06	0.551	0.10
USA	1992	4	0.858	0.06	0.452	0.09
USA	1993	4	0.796	0.05	0.462	0.08
USA	1994	4	0.743	0.06	0.449	0.08
USA	1995	4	0.789	0.05	0.543	0.08
USA	1996	4	0.731	0.05	0.551	0.07
USA	1997	4	0.893	0.05	0.645	0.07
USA	1998	4	0.785	0.06	0.633	0.07
USA	1981	5	1.434	0.22	0.335	0.45
USA	1982	5	2.037	0.16	0.424	0.35
USA	1983	5	1.020	0.17	0.190	0.44
USA	1984	5	0.989	0.15	0.350	0.25
USA	1985	5	1.213	0.16	0.546	0.19
USA	1986	5	0.821	0.12	0.350	0.21
USA	1987	5	0.655	0.08	0.246	0.17
USA	1988	5	0.627	0.07	0.287	0.13
USA	1989	5	0.595	0.08	0.288	0.14
USA	1990	5	0.533	0.09	0.260	0.15
USA	1991	5	0.628	0.08	0.311	0.13
USA	1992	5	0.548	0.07	0.281	0.11
USA	1993	5	0.473	0.07	0.301	0.10
USA	1994	5	0.407	0.07	0.260	0.11
USA	1995	5	0.409	0.08	0.305	0.10
USA	1996	5	0.392	0.07	0.280	0.09
USA	1997	5	0.457	0.07	0.355	0.09
USA	1998	5	0.452	0.07	0.338	0.10
USA	1981	6	1.121	0.27	0.379	0.44
USA	1982	6	1.016	0.21	0.351	0.33
USA	1983	6	0.822	0.18	0.177	0.42
USA	1984	6	0.765	0.16	0.248	0.30
USA	1985	6	0.609	0.19	0.333	0.25
USA	1986	6	0.483	0.15	0.217	0.25
USA	1987	6	0.440	0.10	0.168	0.21
USA	1988	6	0.374	0.09	0.169	0.17
USA	1989	6	0.368	0.10	0.165	0.18
USA	1990	6	0.361	0.11	0.158	0.20
USA	1981	6	0.396	0.09	0.189	0.16
USA	1982	6	0.359	0.08	0.177	0.15
USA	1983	6	0.291	0.09	0.172	0.14
USA	1984	6	0.258	0.09	0.154	0.15
USA	1985	6	0.263	0.10	0.179	0.14
USA	1986	6	0.222	0.10	0.159	0.13
USA	1987	6	0.246	0.10	0.202	0.12
USA	1988	6	0.243	0.11	0.208	0.12
USA	1989	7	1.093	0.27	0.229	0.57
USA	1990	7	0.682	0.23	0.200	0.44
USA	1981	7	0.503	0.22	0.079	0.78
USA	1982	7	0.443	0.19	0.181	0.41
USA	1983	7	0.398	0.24	0.249	0.30
USA	1984	7	0.241	0.22	0.123	0.42
USA	1985	7	0.235	0.14	0.101	0.29
USA	1986	7	0.192	0.14	0.081	0.28
USA	1987	7	0.208	0.14	0.099	0.26
USA	1988	7	0.184	0.16	0.109	0.27
USA	1989	7	0.189	0.14	0.134	0.21
USA	1990	7	0.189	0.13	0.121	0.20
USA	1991	7	0.160	0.13	0.110	0.19
USA	1992	7	0.138	0.14	0.092	0.22
USA	1993	7	0.158	0.14	0.110	0.19
USA	1994	7	0.108	0.16	0.091	0.20
USA	1995	7	0.126	0.16	0.104	0.19
USA	1996	7	0.123	0.17	0.106	0.20
USA	1997	8	0.466	0.45	0.154	0.73
USA	1998	8	0.393	0.32	0.165	0.55
USA	1981	8	0.221	0.36	0.080	0.83
USA	1982	8	0.244	0.27	0.076	0.63
USA	1983	8	0.213	0.32	0.165	0.39
USA	1984	8	0.155	0.29	0.072	0.56
USA	1985	8	0.126	0.22	0.053	0.47
USA	1986	8	0.112	0.20	0.045	0.41
USA	1987	8	0.092	0.24	0.058	0.38
USA	1988	8	0.102	0.24	0.061	0.40
USA	1989	8	0.119	0.19	0.058	0.38
USA	1990	8	0.109	0.19	0.064	0.31
USA	1991	8	0.080	0.20	0.070	0.26
USA	1992	8	0.083	0.21	0.047	0.35
USA	1993	8	0.095	0.20	0.054	0.32
USA	1994	8	0.063	0.25	0.048	0.30

Table 4 Copntinued.

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
USA	1995	8	0.065	0.26	0.076	0.23
USA	1996	8	0.056	0.29	0.068	0.27
USA	1997	9	0.148	0.79	0.098	1.25
USA	1998	9	0.249	0.38	0.156	0.56
USA	1981	9	0.200	0.36	0.078	0.72
USA	1982	9	0.159	0.37	0.080	0.60
USA	1983	9	0.100	0.54	0.128	0.42
USA	1984	9	0.093	0.40	0.047	0.72
USA	1985	9	0.082	0.29	0.040	0.57
USA	1986	9	0.078	0.25	0.044	0.43

Fishery	Year	Age	CPUE fem	CV fem	CPUE mal	CV mal
USA	1987	9	0.059	0.33	0.044	0.46
USA	1988	9	0.058	0.36	0.053	0.42
USA	1989	9	0.067	0.29	0.056	0.40
USA	1990	9	0.060	0.30	0.062	0.31
USA	1991	9	0.041	0.35	0.062	0.28
USA	1992	9	0.042	0.34	0.048	0.36
USA	1993	9	0.043	0.35	0.041	0.39
USA	1994	9	0.038	0.36	0.034	0.39
USA	1995	9	0.030	0.44	0.051	0.30
USA	1996	9	0.030	0.47	0.052	0.32

Table 5. Standardized age-specific (unisex) indices for North Atlantic swordfish.

NATION	YEAR	AGE	CPUE unist	CV unisex
CND	1988	2	2.383	0.1
CND	1989	2	2.356	0.09
CND	1990	2	3.696	0.09
CND	1991	2	1.637	0.06
CND	1992	2	3.219	0.06
CND	1993	2	2.09	0.05
CND	1994	2	1.452	0.04
CND	1995	2	1.577	0.04
CND	1996	2	0.707	0.04
CND	1997	2	0.944	0.04
CND	1998	2	2.003	0.05
CND	1988	3	2.452	0.1
CND	1989	3	2.541	0.09
CND	1990	3	3.357	0.09
CND	1991	3	2.968	0.06
CND	1992	3	2.501	0.06
CND	1993	3	2.61	0.05
CND	1994	3	1.394	0.04
CND	1995	3	1.73	0.04
CND	1996	3	1.05	0.04
CND	1997	3	1.696	0.04
CND	1998	3	2.347	0.05
CND	1988	4	2.203	0.1
CND	1989	4	1.552	0.09
CND	1990	4	2.595	0.09
CND	1991	4	2.195	0.06
CND	1992	4	1.926	0.06
CND	1993	4	1.473	0.05
CND	1994	4	1.016	0.04
CND	1995	4	1.014	0.04
CND	1996	4	0.737	0.04
CND	1997	4	1.319	0.04
CND	1998	4	1.687	0.05
CND	1988	5	1.812	0.1
CND	1989	5	2.027	0.09
CND	1990	5	4.083	0.09
CND	1991	5	2.94	0.06
CND	1992	5	2.716	0.06
CND	1993	5	2.19	0.05
CND	1994	5	1.894	0.04
CND	1995	5	1.807	0.04
CND	1996	5	1.336	0.04
CND	1997	5	1.676	0.04
CND	1998	5	2.408	0.05

NATION	YEAR	AGE	CPUE unist	CV unisex
JPN	1978	3	0.026939	0.31
JPN	1979	3	0.053672	0.29
JPN	1980	3	0.038078	0.26
JPN	1981	3	0.043795	0.21
JPN	1982	3	0.032441	0.21
JPN	1983	3	0.024445	0.3
JPN	1984	3	0.031188	0.27
JPN	1985	3	0.032931	0.23
JPN	1986	3	0.032153	0.27
JPN	1987	3	0.02424	0.32
JPN	1988	3	0.018284	0.3
JPN	1989	3	0.044065	0.19
JPN	1990	3	0.019288	0.25
JPN	1991	3	0.011466	0.3
JPN	1992	3	0.011251	0.3
JPN	1993	3	0.009125	0.32
JPN	1994	3	0.015835	0.23
JPN	1995	3	0.009958	0.26
JPN	1996	3	0.022763	0.19
JPN	1997	3	0.007779	0.28
JPN	1998	3	0.017206	0.22
JPN	1978	4	0.081609	0.28
JPN	1979	4	0.083007	0.29
JPN	1980	4	0.075765	0.25
JPN	1981	4	0.089514	0.2
JPN	1982	4	0.067078	0.2
JPN	1983	4	0.069887	0.27
JPN	1984	4	0.069202	0.26
JPN	1985	4	0.066846	0.22
JPN	1986	4	0.06191	0.26
JPN	1987	4	0.063452	0.29
JPN	1988	4	0.055821	0.27
JPN	1989	4	0.067667	0.19
JPN	1990	4	0.059045	0.22
JPN	1991	4	0.039925	0.24
JPN	1992	4	0.029521	0.26
JPN	1993	4	0.02458	0.27
JPN	1994	4	0.038794	0.21
JPN	1995	4	0.029015	0.21
JPN	1996	4	0.03945	0.18
JPN	1997	4	0.020744	0.23
JPN	1998	4	0.025123	0.22
JPN	1978	5	0.39584	0.24
JPN	1979	5	0.21775	0.28
JPN	1980	5	0.28113	0.22
JPN	1981	5	0.24155	0.19
JPN	1982	5	0.23541	0.18
JPN	1983	5	0.19507	0.25

Table 5. Continued.

NATION	YEAR	AGE	CPUE unist	CV unisex
JPN	1984	5	0.23331	0.24
JPN	1985	5	0.20735	0.2
JPN	1986	5	0.18292	0.24
JPN	1988	5	0.19461	0.24
JPN	1989	5	0.161	0.19
JPN	1990	5	0.15297	0.21
JPN	1991	5	0.21527	0.21
JPN	1992	5	0.11121	0.24
JPN	1993	5	0.15692	0.22
JPN	1994	5	0.10869	0.2
JPN	1995	5	0.11371	0.19
JPN	1996	5	0.06438	0.21
JPN	1997	5	0.09138	0.2
JPN	1998	5	0.07773	0.22
ESP	1983	1	0.27039	0.37
ESP	1984	1	0.26513	0.36
ESP	1985	1	0.26535	0.3
ESP	1986	1	0.42778	0.21
ESP	1987	1	0.55682	0.23
ESP	1988	1	0.63054	0.19
ESP	1989	1	0.55405	0.2
ESP	1990	1	0.33118	0.2
ESP	1991	1	0.30361	0.19
ESP	1992	1	0.33306	0.17
ESP	1993	1	0.38511	0.17
ESP	1994	1	0.36686	0.16
ESP	1995	1	0.38054	0.15
ESP	1996	1	0.375	0.16
ESP	1997	1	0.79357	0.16
ESP	1998	1	0.68614	0.16
ESP	1983	2	0.65928	0.26
ESP	1984	2	0.55934	0.24
ESP	1985	2	0.75166	0.21
ESP	1986	2	0.77041	0.15
ESP	1987	2	1.01816	0.18
ESP	1988	2	0.93716	0.15
ESP	1989	2	1.10481	0.15
ESP	1990	2	1.28719	0.15
ESP	1991	2	0.9801	0.14
ESP	1992	2	0.94587	0.13
ESP	1993	2	0.8705	0.13
ESP	1994	2	0.91159	0.12
ESP	1995	2	1.10539	0.12
ESP	1996	2	0.68378	0.12
ESP	1997	2	0.7932	0.12
ESP	1998	2	1.1146	0.12
ESP	1983	3	1.07491	0.24
ESP	1984	3	1.08503	0.22
ESP	1985	3	1.11924	0.19
ESP	1986	3	0.98903	0.14
ESP	1987	3	1.09714	0.16
ESP	1988	3	0.98888	0.14
ESP	1989	3	0.88045	0.14
ESP	1990	3	1.23945	0.14
ESP	1991	3	1.33336	0.13
ESP	1992	3	1.19501	0.12
ESP	1993	3	0.96771	0.12
ESP	1994	3	0.79217	0.11
ESP	1995	3	1.02938	0.11
ESP	1996	3	0.71974	0.11
ESP	1997	3	0.57377	0.11
ESP	1998	3	0.60661	0.12
ESP	1983	4	1.05929	0.23
ESP	1984	4	1.0857	0.21
ESP	1985	4	1.06027	0.18
ESP	1987	4	0.80012	0.16
ESP	1988	4	0.71179	0.14
ESP	1989	4	0.63999	0.14
ESP	1990	4	0.69209	0.14
ESP	1991	4	0.82892	0.13
ESP	1992	4	0.83785	0.12
ESP	1993	4	0.64289	0.12
ESP	1994	4	0.52325	0.11
ESP	1995	4	0.57056	0.11
ESP	1996	4	0.42792	0.11
ESP	1997	4	0.35155	0.12
ESP	1998	4	0.32753	0.12
ESP	1983	5	1.07206	0.25
ESP	1984	5	1.13588	0.23
ESP	1985	5	1.02631	0.2
ESP	1986	5	0.83845	0.15
ESP	1987	5	0.73278	0.17
ESP	1988	5	0.65032	0.15
ESP	1989	5	0.55914	0.15
ESP	1990	5	0.56693	0.15
ESP	1991	5	0.64336	0.14
ESP	1992	5	0.71818	0.13
ESP	1993	5	0.58078	0.13
ESP	1994	5	0.46579	0.12
ESP	1995	5	0.47356	0.12
ESP	1996	5	0.36126	0.12
ESP	1997	5	0.28653	0.13
ESP	1998	5	0.29409	0.13
USA	1981	1	0.978437	0.75
USA	1982	1	1.15102	0.69
USA	1983	1	1.119842	0.63
USA	1984	1	1.156996	0.62
USA	1985	1	1.456718	0.61
USA	1986	1	2.071683	0.57
USA	1987	1	2.267008	0.55
USA	1988	1	1.990624	0.55
USA	1989	1	2.686402	0.55
USA	1990	1	1.371051	0.55
USA	1981	2	2.995788	0.44
USA	1982	2	2.178727	0.44
USA	1983	2	2.536434	0.4
USA	1984	2	3.003563	0.38
USA	1985	2	2.732153	0.38
USA	1986	2	4.081554	0.35
USA	1987	2	3.882371	0.33
USA	1988	2	4.538207	0.33
USA	1989	2	4.01494	0.33
USA	1990	2	3.738293	0.33
USA	1981	3	5.639498	0.4
USA	1982	3	4.32917	0.35
USA	1983	3	2.885347	0.32
USA	1984	3	3.40181	0.3
USA	1985	3	3.795761	0.3
USA	1986	3	3.34951	0.27
USA	1987	3	3.484319	0.24
USA	1988	3	3.57466	0.23
USA	1989	3	3.139243	0.23
USA	1990	3	3.302554	0.24
USA	1991	3	3.695635	0.23

Table 5. Continued.

NATION	YEAR	AGE	CPUE unist	CV unisex
USA	1992	3	3.452931	0.22
USA	1993	3	3.150496	0.22
USA	1994	3	3.223005	0.22
USA	1995	3	4.003052	0.22
USA	1996	3	3.659614	0.22
USA	1997	3	4.066827	0.22
USA	1998	3	4.349599	0.22
USA	1981	4	4.06637	0.39
USA	1982	4	3.670409	0.38
USA	1983	4	2.230088	0.34
USA	1984	4	2.283739	0.32
USA	1985	4	2.614587	0.32
USA	1986	4	2.244154	0.29
USA	1987	4	1.80033	0.25
USA	1988	4	1.89218	0.25
USA	1989	4	1.749508	0.25
USA	1990	4	1.712587	0.26
USA	1991	4	1.992311	0.25
USA	1992	4	1.784154	0.24
USA	1993	4	1.677193	0.24
USA	1995	4	1.729452	0.24

NATION	YEAR	AGE	CPUE unist	CV unisex
USA	1996	4	1.67304	0.24
USA	1997	4	2.029891	0.24
USA	1998	4	2.037764	0.24
USA	1981	5	7.747121	0.39
USA	1982	5	7.246589	0.35
USA	1983	5	4.350187	0.32
USA	1984	5	3.566444	0.31
USA	1985	5	3.662531	0.31
USA	1986	5	2.374635	0.28
USA	1987	5	1.906951	0.24
USA	1988	5	1.82969	0.24
USA	1989	5	1.935829	0.24
USA	1990	5	1.819631	0.24
USA	1991	5	2.045499	0.24
USA	1992	5	1.860599	0.23
USA	1993	5	1.673362	0.23
USA	1994	5	1.471936	0.23
USA	1995	5	1.620341	0.23
USA	1996	5	1.476324	0.23
USA	1997	5	1.696306	0.23
USA	1998	5	1.719015	0.23

Table 6. North Atlantic swordfish biomass index (kg / 1000 hooks) SCRS 99/88.

Year	Biomass Index	Low 95% CI	High 95% CI
1963	1398.86	1195.76	1636.45
1964	501.05	450.32	557.50
1965	314.35	279.42	353.65
1966	293.67	261.19	330.19
1967	351.31	313.31	393.92
1968	284.72	256.88	315.58
1969	258.54	232.80	287.14
1970	296.39	264.31	332.37
1975	433.51	402.64	466.74
1976	372.42	343.68	403.56
1977	392.43	357.17	431.17
1978	627.49	571.82	688.57
1979	355.60	325.05	389.04
1980	478.38	443.61	515.88
1981	333.95	311.69	357.81
1982	385.78	363.14	409.84
1983	280.03	262.41	298.82
1984	276.91	261.01	293.77
1985	266.85	252.88	281.59
1986	256.75	244.15	269.99
1987	235.11	223.99	246.77
1988	232.53	222.08	243.47
1989	222.13	212.63	232.06
1990	209.34	200.16	218.94
1991	217.24	207.93	226.96
1992	201.22	192.82	209.99
1993	183.19	175.95	190.74
1994	166.63	160.26	173.26
1995	176.71	169.96	183.72
1996	142.68	137.46	148.09
1997	147.61	142.10	153.33
1998	165.24	158.68	172.08

Table 7. Number of catch and effort records per gear and year for the Brazilian swordfish longline fleet in the south Atlant

Year	Standard longline	Surface longline
1986	144	0
1987	163	0
1988	340	0
1989	170	0
1990		
1991		
1992	334	0
1993	357	0
1994	328	28
1995	161	147
1996	11	181
1997	0	215

Table 8. Standardized catch rates indicators for south Atlantic swordfish by age.

YEAR	JAPAN		CHIN_TAIP		ESPANA	
	CPUE	CV	CPUE	CV	CPUE	CV
			9.93	0.22		
			7.71	0.18		
			8.92	0.18		
			8.68	0.18		
			7.12	0.18		
			7.55	0.20		
			6.16	0.19		
1975	51.98	0.22	6.28	0.19		
1976	65.71	0.24	2.30	0.23		
1977	92.68	0.22	2.17	0.22		
1978	67.05	0.20	3.17	0.20		
1979	80.80	0.20	5.75	0.21		
1980	66.51	0.17	5.40	0.19		
1981	71.28	0.17	6.68	0.18		
1982	58.28	0.17	5.67	0.18		
1983	51.44	0.18	6.27	0.19		
1984	86.30	0.17	7.11	0.20		
1985	100.51	0.16	4.17	0.21		
1986	106.22	0.16	2.94	0.21		
1987	94.27	0.16	4.16	0.20		
1988	68.39	0.16	4.42	0.22		
1989	50.14	0.16	5.21	0.22	407.7768	4.9615
1990	64.79	0.16	3.90	0.19	299.3220	3.5326
1991	33.83	0.16	9.57	0.18	290.1071	3.2951
1992	27.18	0.17	10.30	0.19	265.6953	2.8814
1993	33.76	0.17	6.54	0.19	233.7425	2.4496
1994	25.34	0.16	9.18	0.18	262.6441	2.5413
1995	18.37	0.17	5.87	0.18	296.4267	2.4765
1996	15.27	0.17	7.13	0.18	272.0947	2.3983
1997	16.42	0.17	4.42	0.18	245.4934	1.9659
1998	15.14	0.17			235.5257	2.3037

Table 9a. The catch rate time series and catch levels used in production modeling of the south Atlantic swordfish resource. (Negative CPUE values are taken as missing for the model fit).

Year	Fishery 1	Fishery 1	Fishery 2	Fishery 2
	CPUE	Catch (mt)	CPUE	Catch (mt)
1957	-9	224.0	-9	0
1958	-9	92.0	-9	0
1959	-9	171.0	-9	0
1960	-9	459.2	-9	0
1961	-9	1015.9	-9	0
1962	-9	769.2	-9	0
1963	-9	1417.5	-9	0
1964	-9	2029.9	-9	0
1965	-9	2578.0	-9	0
1966	-9	1951.9	-9	0
1967	-9	1577.4	-9	0
1968	-9	2447.7	-9	0
1969	-9	4480.9	-9	0
1970	1.31875	5426.0	-9	0
1971	1.00341	2166.0	-9	0
1972	0.92828	2580.1	-9	0
1973	0.78291	3078.1	-9	0
1974	0.86931	2753.0	-9	0
1975	0.77461	3062.1	-9	0
1976	-9	2812.2	-9	0
1977	-9	2852.2	-9	0
1978	-9	2774.3	-9	0
1979	-9	3293.6	-9	0
1980	-9	5322.0	-9	0
1981	-9	3885.9	-9	92.1
1982	-9	5871.4	-9	575.0
1983	-9	4318.4	-9	1083.6
1984	1.71318	7212.2	-9	1926.5
1985	1.62640	8416.8	-9	1168.4
1986	1.30097	5214.1	-9	686.5
1987	1.36908	5304.3	-9	725.1
1988	1.22946	8091.3	-9	4858.0
1989	0.85965	8792.9	-407.77681	8137.9
1990	0.87842	9716.3	299.32202	7498.6
1991	0.74405	7240.2	290.10705	6636.8
1992	0.75175	7274.4	265.69526	6527.0
1993	0.91044	7907.8	233.74248	7908.3
1994	0.86807	10488.1	262.64413	9071.4
1995	0.82467	8050.1	296.42671	13604.4
1996	0.70872	5756.9	272.09465	12340.0
1997	0.53787	5092.3	245.49338	13383.7
1998	-9	3143.3	235.52569	10332.7

Table 9b. Swordfish catch (metric ton) by the target and non-target fisheries . The catches by north and south of 10 degree S are used for the ASPIC sensitivity analysis for the option 2.

Year	Total	Target	Non-target fisheries		
			Total	N of 10 S	S of 10S
1957	224	0	224	224	0
1958	92	0	92	92	0
1959	171	0	171	166	5
1960	459	0	459	178	281
1961	1016	0	1016	454	562
1962	769	0	769	275	494
1963	1418	0	1418	706	711
1964	2030	0	2030	963	1067
1965	2578	0	2578	1704	874
1966	1952	0	1952	1149	803
1967	1577	0	1577	1053	525
1968	2448	0	2448	1427	1020
1969	4481	0	4481	1696	2785
1970	5426	0	5426	753	4673
1971	2166	0	2166	954	1212
1972	2580	0	2580	840	1740
1973	3078	0	3078	1484	1594
1974	2753	0	2753	1068	1685
1975	3062	0	3062	1298	1764
1976	2812	0	2812	1445	1367
1977	2852	0	2852	1610	1243
1978	2774	0	2774	1506	1268
1979	3294	0	3294	1389	1905
1980	5322	0	5322	2599	2723
1981	3978	92	3886	2225	1660
1982	6446	575	5871	4117	1754
1983	5402	1084	4318	3214	1105
1984	9139	1927	7212	6236	976
1985	9585	1168	8417	6855	1562
1986	5901	687	5214	3628	1586
1987	6029	725	5304	3182	2122
1988	12949	4858	8091	5496	2595
1989	16931	8138	8793	6532	2261
1990	17215	7499	9716	7766	1950
1991	13877	6637	7240	5120	2120
1992	13801	6527	7274	4286	2988
1993	15816	7908	7908	7157	751
1994	19560	9071	10488	7724	2764
1995	21654	13604	8050	6724	1326
1996	18097	12340	5757	4988	769
1997	18476	13384	5092	4427	665
1998	13476	10333	3143	2636	507

Table 10. Input selectivity patterns used for the South Atlantic ASPM runs.

Age	SpainLL	JpnLL	ChTaiLL1	ChTaiLL2	Other
0	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.06	0.00	0.02	0.01	0.04
2	0.18	0.03	0.25	0.24	0.22
3	0.60	0.15	0.79	0.98	0.53
4	0.93	0.40	1.00	1.00	0.81
5	1.00	0.68	0.91	0.29	0.90
6	0.86	0.84	0.68	0.11	0.90
7	0.77	0.85	0.73	0.08	0.86
8	0.75	0.72	0.65	0.05	0.77
9	0.60	0.84	0.65	0.02	0.86
10	0.59	1.00	0.56	0.00	1.00

1 Before 1989.

2 1989 and after.

Table 11. Bootstrap results for the north Atlantic ASPIC assessment.

Param name	Bias-corrected estimate	Ordinary estimate	Relative bias	Approx 80% lower CL	Approx 80% upper CL	Approx 50% lower CL	Approx 50% upper CL	Inter-quartile range	Relative IQ range
B1ratio	1.75	1.75	0.0000	1.75	1.75	1.75	1.75	0	0
K	125000	104000	-0.1651	48200	358000	72700	244000	171000	1.372
r	0.370	0.541	0.4625	0.086	1.300	0.170	0.820	0.650	1.759
q(1)	0.00344	0.00446	0.2977	0.00135	0.01020	0.00201	0.00672	0.00471	1.37000
MSY	13400	14100	0.0526	7630	15900	10200	15000	4760	0.356
Ye(1999)	12000	12200	0.0135	7490	15000	9650	13500	3840	0.319
Bmsy	62400	52100	-0.1651	24100	179000	36400	122000	85600	1.372
Fmsy	0.1850	0.2700	0.4625	0.0432	0.6510	0.0851	0.4100	0.3250	1.7590
fmsy(1)	57.9000	60.6000	0.0461	31.1000	67.4000	42.7000	64.2000	21.5000	0.3720
F(0.1)	0.1660	0.2430	0.4163	0.0388	0.5860	0.0766	0.3690	0.2930	1.7590
Y(0.1)	13200	13900	0.0521	7550	15700	10100	14800	4720	0.356
B-ratio	0.6470	0.6350	-0.0192	0.5080	1.0500	0.5740	0.7720	0.1980	0.3060
F-ratio	1.3400	1.3600	0.0149	0.8400	2.0500	1.1400	1.5800	0.4340	0.3230
Y-ratio	0.8760	0.8670	-0.0110	0.7590	0.9820	0.8190	0.9370	0.1180	0.1350
f0.1(1)	52.1000	54.5000	0.0415	28.0000	60.6000	38.4000	57.8000	19.4000	0.3720

Table 12. Posterior means and %CVs (in parentheses) for various management quantities for North Atlantic swordfish obtained from fitting different surplus production models to the data. All runs used the catch and CPUE data from ICCAT (1999). Biomass values (i.e., K, MSY, and B1999) are in 1000s of t. The production models used assumed discrete time steps, removed annual catches from the beginning of season biomass and fitted the mid-season biomass to the catch rate data. The McAllister et al. priors include the priors from the SCRS/99/85 paper except that the prior for B0/K has a CV of 25%. The median prior value for r was 0.41 and the prior meridian inflection point was approximately 0.43.

Model Applied	K	E(r)	s	MSY	BMSY	%BMSY/K	B99 / BMSY	C99/MSY	%B99/K
Fletcher-Schaefer: McAllister et al. priors	150 (22)	0.46 (26)	0.28 (9)	13 (6)	60 (20)	40 (12)	0.79 (22)	0.89 (7)	31 (20)
same except: 10 x prior s ² for r and n	154 (30)	0.71 (38)	0.28 (9)	14 (8)	44 (31)	30 (25)	1.2 (29)	0.85 (8)	33 (20)
same except median BMSY/K=0.6	125 (23)	0.41 (30)	0.28 (9)	14 (7)	64 (21)	51 (11)	0.66 (29)	0.86 (7)	33 (27)
same except median BMSY/K=0.5	138 (20)	0.45 (26)	0.28 (10)	14 (6)	62 (20)	45 (12)	0.75 (26)	0.87 (6)	33 (24)
same except median BMSY/K=0.3	189 (21)	0.50 (25)	0.28 (10)	13 (8)	56 (19)	30 (16)	1.1 (24)	0.89 (8)	31 (20)
same except median BMSY/K=0.2	256 (23)	0.51 (25)	0.28 (10)	13 (11)	52 (19)	21 (20)	1.4 (26)	0.94 (11)	29 (20)
same except median BMSY/K=0.1	421 (20)	0.48 (29)	0.29 (10)	10 (20)	44 (20)	11 (24)	2.5 (24)	1.2 (11)	26 (24)
Schaefer: McAllister et al. priors	135 (20)	0.42 (27)	0.29 (10)	13 (6)	67 (20)	50	0.66 (25)	0.88 (7)	33 (25)
Schaefer: same except p(K) μ constant	140 (19)	0.40 (27)	0.29 (9)	13 (6)	70 (19)	50	0.66 (25)	0.89 (6)	33 (25)
Schaefer: flat priors and B1950/K=0.875	186 (38)	0.33 (62)	0.29 (11)	12 (17)	93 (38)	50	0.63 (28)	1.0 (18)	31 (28)
Schaefer: same except p(K) μ 1/K	157 (43)	0.41 (55)	0.29 (10)	13 (15)	79 (43)	50	0.66 (29)	0.94 (17)	33 (29)
same except informative prior on s	188 (38)	0.32 (63)	0.29 (10)	12 (17)	94 (38)	50	0.63 (28)	1.0 (18)	31 (28)

Table 13 . Standardized CPUE series for the south Atlantic swordfish used for the ASPIC analysis.

	Target Fishery		Non-target fishery																							
	Spanish CPUE		Base case		Option 1		Option 2		Option 3		Option 4		Option 5		Option 6		Option 7									
							Temperate		Tropical				Chinese Taipei		Japan		Chinese Taipei		Japan							
	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)	Mean	cv (%)						
1970			1.32	5.35	1.20	5.89	1.76	1.43	0.49	13.36		1.22	9.02		1.64	4.41	1.58	7.07								
1971			1.00	5.44	0.91	5.98	1.37	1.37	0.37	13.92		0.93	9.30		1.31	4.44	1.25	7.94								
1972			0.93	7.40	0.84	8.14	1.14	1.40	0.38	17.76	39.69	46.99	0.89	12.50		1.16	5.00	1.08	9.25							
1973			0.78	11.77	0.71	12.95	0.99	1.64	0.31	29.28	34.01	48.15	0.75	20.23		1.11	7.79	1.01	12.39							
1974			0.87	8.16	0.79	8.99	0.97	1.29	0.38	18.40	36.32	47.72	0.85	13.84		1.05	6.24	0.96	11.18							
1975			0.77	7.46	0.70	8.21	1.02	1.71	0.30	18.65	26.04	36.38	0.73	12.81		1.78	3.23	0.99	10.02	1.20	13.32	6.28	19.00	51.98	22.00	
1976					0.80	8.40	0.88	2.00			21.74	37.58				1.24	5.82	0.77	13.96	0.73	28.99	2.30	23.00	65.71	24.00	
1977					1.11	10.62	1.39	6.52			22.23	38.22				2.88	8.43	0.99	12.36	2.81	26.92	2.17	22.00	92.68	22.00	
1978					1.21	9.86	1.30	6.48			24.27	36.81				2.32	8.40	0.95	10.87	1.99	29.46	3.17	20.00	67.05	20.00	
1979					1.30	7.52	1.14	1.71			36.00	36.55				2.01	5.88	1.15	17.23	1.25	11.28	5.75	21.00	80.80	20.00	
1980					1.37	7.87	0.93	1.56			28.88	36.32				1.75	2.95	0.89	13.59	1.34	6.95	5.40	19.00	66.51	17.00	
1981					1.45	8.55	0.93	1.48			32.14	35.95				1.84	2.43	0.94	11.08	1.31	7.53	6.68	18.00	71.28	17.00	
1982					1.24	9.76	0.89	1.21			28.72	35.84				1.80	2.89	1.05	12.42	1.01	5.80	5.67	18.00	58.28	17.00	
1983					1.37	9.96	0.97	1.34			26.11	36.26				1.78	3.46	1.04	13.58	1.07	6.59	6.27	19.00	51.44	18.00	
1984			1.71	8.50	1.56	9.36	1.21	2.20	0.94	15.22	42.90	35.85		1.45	15.65	2.44	3.03	1.25	11.62	1.55	7.22	7.11	20.00	86.30	17.00	
1985			1.63	5.74	1.48	6.32	1.08	1.52	0.91	10.08	32.08	35.76		1.29	11.55	1.94	3.55	1.08	13.96	1.19	5.39	4.17	21.00	100.51	16.00	
1986			1.30	5.41	1.18	5.96	0.94	1.44	0.71	9.74	31.08	35.83		1.07	11.27	1.69	4.01	0.91	16.47	1.04	6.03	2.94	21.00	106.22	16.00	
1987			1.37	6.50	1.24	7.16	0.86	1.38	0.78	11.29	29.07	36.02		1.12	11.61	1.78	3.68	0.93	15.83	1.17	6.01	4.16	20.00	94.27	16.00	
1988			1.23	4.29	1.12	4.72	0.74	1.54	0.71	7.24	30.69	35.94		0.98	7.68	1.32	3.27	0.68	17.05	0.99	4.74	4.42	22.00	68.39	16.00	
1989			0.86	3.39	0.78	3.74	0.69	1.48	0.45	6.08	32.17	35.98		0.68	7.93	1.17	3.18	0.67	16.32	0.70	4.70	5.21	22.00	50.14	16.00	
1990	299.32	3.53	0.88	4.71	0.80	5.19	0.74	2.09	0.45	8.55	27.55	35.80	0.64	17.83	0.94	7.94	1.32	2.34	0.64	12.06	0.98	6.15	3.90	19.00	64.79	16.00
1991	290.11	3.30	0.74	3.91	0.68	4.31	0.82	1.86	0.33	7.58	32.09	35.59	0.46	12.06	0.70	9.73	1.29	2.61	0.82	11.10	0.64	6.89	9.57	18.00	33.83	16.00
1992	265.70	2.88	0.75	6.04	0.68	6.65	0.83	1.63	0.33	13.10	27.98	36.13	0.71	19.90	0.51	9.87	1.35	2.59	0.94	10.96	0.50	5.39	10.30	19.00	27.18	17.00
1993	233.74	2.45	0.91	4.09	0.83	4.51	0.80	1.40	0.46	7.78	30.51	35.97	0.72	9.84	0.71	7.96	1.26	2.08	0.79	10.22	0.68	5.04	6.54	19.00	33.76	17.00
1994	262.64	2.54	0.87	3.71	0.79	4.08	0.97	1.32	0.38	7.82	23.67	35.97	0.91	10.28	0.56	7.41	1.51	2.29	1.03	9.79	0.58	5.19	9.18	18.00	25.34	16.00
1995	296.43	2.48	0.82	3.32	0.75	3.65	0.98	1.33	0.34	7.01	24.85	36.27	0.86	8.63	0.46	6.69	1.35	2.23	1.02	8.75	0.43	3.95	5.87	18.00	18.37	17.00
1996	272.09	2.40	0.71	3.47	0.64	3.82	0.94	1.23	0.27	8.09	16.85	36.20	0.86	8.27	0.25	5.95	1.19	2.26	0.98	8.75	0.25	4.33	7.13	18.00	15.27	17.00
1997	245.49	1.97	0.54	3.31	0.49	3.64	0.74	1.29	0.20	7.66	13.92	36.39	0.60	7.96	0.22	8.10	0.89	2.26	0.74	9.12	0.21	4.76	4.42	18.00	16.42	17.00
1998	235.53	2.30									14.98	36.62			0.17	7.31					0.18	5.39			15.14	17.00

Spanish CPUE is cited from SCRS/99/32 (addendum)

Table 14. The results of the ASPIC run for the south Atlantic swordfish stock assessment evaluations

DATA	Data for used as non target fishery	TYPE3)		r	MSY	B ratio	Fratio	K
Base case	Country combined	FIT		0.34	14,820	1.16	0.78	175,200
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately	BOT		0.25	13,650	1.1	0.81	198,900
Schaefer	Single index for the entire south Atlantic		80% Lower CL	0.05	5,028	0.84	0.47	35,610
ASPIC	CPUE indices for 1976-1983 missing		80% Upper CL	2.03	19,580	1.4	2.54	530,800
Base case Sensitivity	same as the Base case	FIT		0.08	7,654	1.06	1.64	382,400
B1 ratio = 1.5 (fixed)		BOT		0.08	6,685	1	1.97	403,800
Schaefer			80% Lower CL	0.05	5,067	0.79	0.63	88,420
ASPIC			80% Upper CL	1.89	18,240	1.35	3.24	609,600
Base case Sensitivity	same as the Base case	FIT		0.38	15,280	1.17	0.76	161,800
B1 ratio = 2.5 (fixed)		BOT		0.36	14,660	1.09	0.77	165,600
Schaefer			80% Lower CL	0.05	5,407	0.87	0.45	28,180
ASPIC			80% Upper CL	2.87	20,300	1.42	1.89	473,100
Option 1	Country combined	FIT		0.48	15,100	1.07	0.84	126,500
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately	BOT		0.34	14,170	1.02	0.85	146,900
Schaefer	Single index for the entire south Atlantic		80% Lower CL	0.05	4,703	0.78	0.5	26,750
ASPIC	CPUE index for missing years extrapolated		80% Upper CL	2.73	19,120	1.35	2.68	404,300
Option 2	Country combined	FIT		0.27	14,320	1.19	0.79	210,200
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately	BOT		0.26	13,890	1.14	0.8	212,300
Schaefer	Tropical/Temperate indices separated		80% Lower CL	0.05	5,351	0.89	0.42	26,910
ASPIC	indices of Tropical for 1976-1983 missing		80% Upper CL	3.01	21,130	1.44	2.32	498,300
Option 3	Country combined	FIT		0.1	8,354	1.05	1.52	327,200
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to combined areas with area as factor	BOT		0.1	8,330	1.03	1.56	325,000
Schaefer	Random effect for Year*Area interaction		80% Lower CL	0.05	4,829	0.88	0.64	60,520
ASPIC	Single index for the entire south Atlantic No missing data for CPUE indices		80% Upper CL	1.13	18,180	1.26	3	456,000
Option 4	Country separated	No Answer (Did not converge)						
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately							
Schaefer	Single index for the entire south Atlantic							
ASPIC	CPUE of C. Taipei for 1970-1983 missing CPUE of Japan for 1970-1983 missing							
Option 5	Country combined	FIT		0.4	17,050	1.3	0.62	171,400
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately	BOT		0.38	17,350	1.26	0.57	171,400
Schaefer	(Area 11 & 12 combined2))		80% Lower CL	0.05	6,135	0.97	0.32	23,500
ASPIC	No missing data for CPUE indices		80% Upper CL	4.25	24,280	1.57	1.6	533,400
Option 6	Country separated	FIT		0.78	12,430	0.24	3.12	62,930
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to each area separately	BOT		0.78	12,420	0.25	2.9	63,460
Schaefer	(Area 11 & 12 combined)		80% Lower CL	0.25	7,596	0.16	2.01	32,950
ASPIC	Tropical/Temperate indices separated1) No missing data for CPUE indices		80% Upper CL	1.83	15,220	0.39	4.64	120,400
Option 7	Country separated	No Answer (Did not converge)						
B1 ratio = 2.0 (fixed)	GLM fitted to combined areas with area as factor							
Schaefer	Random effect for Year*Area interaction							
ASPIC	Single index for the entire south Atlantic No missing data for CPUE indices							

- 1) Separate indicates that GLMs were fitted to each area independently and subsequently combined using the size of each area as the weighting factor. Combined indicates that a single GLM was fitted to all areas combined, with area as a factor, and year*area interactions as random effects. Areas 11 and 12 were either treated as two independent areas (Separate) or as a single area (Combined).
- 2) The area specific GLMs for areas 11 and 12 are combined to produce a CPUE series for tropical regions, and those for areas 7, 8, 9, and 10 to produce a series for temperate region. There are missing values for 1976-1983 in the tropical region.
- 3) FIT; The original estimate. BOT; The bias corrected estimate.

Table 15. Key for Tables 13 and 14.

Option	Model Notes	Software	Initial Biomass	GLM fitted separately to each area, or all areas combined ¹	GLM fitted to Areas 11 & 12	CPUE series from non-target fisheries	Country	Tropical/ Temperate	
Base case	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Separate	Combined	Combined	Missing values for 1976-1983, due to insufficient data in areas 11 and 12	
Base case sensitivity	Schaefer	ASPIC	1.5*BMSY	Separate	Separate	Combined	Combined	Missing values for 1976-1983, due to insufficient data in areas 11 and 12	
Base case sensitivity	Schaefer	ASPIC	2.5*BMSY	Separate	Separate	Combined	Combined	Missing values for 1976-1983, due to insufficient data in areas 11 and 12	
Option 1	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Separate	Combined	Combined	.Missing values for 1976-1983 estimated by linear interpolation	
Option 2	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Separate	Combined	Separate	The area specific GLMs for areas 11 and 12 are combined to produce a CPUE series for tropical regions, and those for areas 7, 8, 9, and 10 to produce a series for temperate region. There are missing values for 1976-1983 in the tropical region.	
Option 3	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Combined	Separate	Combined	Combined		
Option 4	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Separate	Separate	Combined	Missing values for Chinese-Taipei (1976-1989) and Japan (1970-1983)	
Option 5	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Combined	Combined	Combined		
Option 6	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Combined	Combined	Combined	Missing values for Chinese-Taipei (1976-1989) and Japan (1970-1983)	
Option 7	Schaefer	ASPIC	2.0*BMSY	Separate	Separate	Separate	Combined	As for Option 4, except that the CPUE series for Chinese-Taipei split into two series, 1970-1988 and 1989-1987. This option is the same as for the ASPM	

- 1 Separate indicates that GLMs were fitted to each area independently and subsequently combined using the size of each area as the weighting factor. Combined indicates that a single GLM was fitted to all areas combined, with area as a factor, and year*area interactions as random effects.
- 2 Areas 11 and 12 were either treated as two independent areas (Separate) or as a single area (Combined).

Table 16. Posterior means and %CVs (in parentheses) for various management quantities for South Atlantic swordfish obtained from fitting different surplus production models to the data.

All runs used the catch and CPUE data from ICCAT (1999). Biomass values (i.e., K, MSY, and B1999) are in 1000s of t. The production models used assumed discrete time steps, removed annual catches from the beginning of season biomass and fitted the mid-season biomass to the catch rate data. The McAllister et al. priors include the priors from the SCRSS/85 paper except that the prior for B0/K has a CV of 25%.

Model Applied	K	E(r)	s(J,T)	s(S)?	MSY	BMSY	%BMSY/K	B99 / BMSY	C99/MSY	%B99/K
Fletcher-Schaefer: McAllister et al. priors	212 (17)	0.44 (21)	0.27 (11)	0.23 (16)	19 (19)	89 (19)	42 (11)	1.5 (17)	0.74 (18)	64 (13)
Fletcher-Schaefer: 10 x prior s2 for r and n	307 (49)	0.76 (52)	0.27 (11)	0.23 (16)	27 (67)	103 (53)	37 (36)	2.2 (42)	0.64 (42)	70 (19)
Schaefer: McAllister et al. priors	175 (23)	0.42 (23)	0.27 (11)	0.23 (16)	18 (24)	88 (24)	50	1.3 (16)	0.78 (20)	65 (16)
Schaefer: Flat prior for r and K only.	370 (55)	0.42 (74)	0.27 (11)	0.22 (17)	32 (1.0)	185 (55)	50	1.5 (20)	0.88 (1.0)	75 (20)

Table 17. Base Case estimates of the abundance of male and female swordfish at the beginning of the year. The age 0 recruitments in 1998 were poorly estimated and have been replaced by the 1978-1997 average. The abundance of age 1 at the beginning of 1999 depends on the estimates for age 0 in 1998 and therefore is not shown.

Males

year	age					
	0	1	2	3	4	5+
1978	316807	258932	182306	136259	86965	308136
1979	258576	257991	207767	143320	105073	296745
1980	258903	210022	204358	160977	110398	301619
1981	281691	207864	158177	152460	120536	305627
1982	292242	227204	161998	117756	114759	321788
1983	292306	234960	175201	122173	86561	325726
1984	362990	234126	175688	127327	88624	301074
1985	379554	291034	175946	127196	91887	286054
1986	413199	304534	220496	125822	89299	270124
1987	435439	325741	222372	149915	81575	240166
1988	407409	336385	225990	145338	97298	204578
1989	336311	307788	230269	144373	93899	198216
1990	334085	263831	209468	152222	94347	189285
1991	332433	260370	187814	132979	99575	186415
1992	344895	259341	188980	126078	85437	186251
1993	330613	269957	188156	123910	81834	177486
1994	313332	258467	191343	121794	77653	164339
1995	315641	240367	179148	121832	78760	156762
1996	451306	239205	159827	106857	72573	143474
1997	581759	342373	162886	92847	59200	127692
1998	351975	451234	246669	105451	58630	120154
1999			338578	164800	68281	114593

Females

year	age										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9+	5+
1978	390747	311704	224861	172582	134285	93933	64357	40230	25280	43956	267756
1979	392423	318635	251272	174854	124413	90702	59718	39870	23711	41266	255267
1980	414474	320251	255037	194556	128981	84716	59125	36418	23524	36287	240070
1981	446214	336632	248982	189124	138052	84540	52221	35050	20026	33502	225339
1982	461269	363036	267864	189204	137747	95410	54598	32801	21215	30957	234981
1983	484110	374678	287085	205441	135702	91477	59121	32061	18673	27772	229104
1984	506189	392866	290803	212301	142981	85237	54296	33790	17621	25870	216814
1985	510169	410220	306859	216194	149087	93191	52109	32531	20682	25999	224512
1986	525600	413717	319075	226602	148347	94395	57940	30517	19002	27736	229590
1987	529822	421254	313911	222944	149862	88357	54218	32466	16410	25584	217035
1988	514791	419673	306914	209037	135360	84667	47360	28486	17676	22632	200821
1989	421865	403335	300541	198905	130125	79678	47967	27279	15784	23338	194046
1990	415600	338149	291758	202581	126826	78269	45505	27605	15224	22247	188850
1991	403268	330502	252051	192678	129632	78950	47140	26898	16695	22642	192325
1992	411656	320750	248099	171830	120264	78977	47710	28033	16292	24551	195563
1993	399846	327718	239593	164683	106442	71221	46632	27803	16417	24975	187048
1994	366461	318743	239897	153102	95150	58460	39294	25335	15917	24170	163176
1995	365557	288055	230417	153994	93908	54325	31745	21752	14235	24021	146078
1996	547043	284127	201698	139521	87496	51272	27765	15748	11761	21888	128434
1997	725116	427579	204644	126971	80009	47689	27308	15003	7826	20035	117861
1998	461611	576013	317369	133299	76843	46329	25976	13723	7221	12438	105687
			442637	213900	82257	44251	26415	13734	7125	9065	100590

Table 18. Base Case estimates of the fishing mortality rates on male and female swordfish. The fishing mortality rate on 5+ females was calculated numerically from the combined catch and initial abundances of ages 5 to 9+.

Males

year	age					
	0	1	2	3	4	5+
1978	0.005	0.020	0.041	0.060	0.075	0.089
1979	0.008	0.033	0.055	0.061	0.076	0.091
1980	0.020	0.083	0.093	0.089	0.087	0.103
1981	0.015	0.049	0.095	0.084	0.071	0.085
1982	0.018	0.060	0.082	0.108	0.082	0.097
1983	0.022	0.091	0.119	0.121	0.137	0.108
1984	0.021	0.086	0.123	0.126	0.130	0.103
1985	0.020	0.078	0.135	0.154	0.162	0.128
1986	0.038	0.114	0.186	0.233	0.241	0.191
1987	0.058	0.166	0.225	0.232	0.300	0.237
1988	0.080	0.179	0.248	0.237	0.221	0.221
1989	0.043	0.185	0.214	0.225	0.234	0.234
1990	0.049	0.140	0.254	0.224	0.220	0.220
1991	0.048	0.120	0.199	0.242	0.229	0.229
1992	0.045	0.121	0.222	0.232	0.226	0.226
1993	0.046	0.144	0.235	0.267	0.256	0.256
1994	0.065	0.167	0.251	0.236	0.234	0.234
1995	0.077	0.208	0.317	0.318	0.296	0.296
1996	0.076	0.184	0.343	0.391	0.326	0.326
1997	0.054	0.128	0.235	0.260	0.242	0.242
1998	0.087	0.087	0.203	0.235	0.245	0.245

Females

year	age										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9+	5+
1978	0.004	0.016	0.052	0.127	0.192	0.253	0.279	0.329	0.317	0.317	0.287
1979	0.003	0.023	0.056	0.104	0.184	0.228	0.295	0.328	0.383	0.383	0.297
1980	0.008	0.052	0.099	0.143	0.222	0.284	0.323	0.398	0.380	0.380	0.334
1981	0.006	0.029	0.075	0.117	0.169	0.237	0.265	0.302	0.348	0.348	0.279
1982	0.008	0.035	0.065	0.132	0.209	0.279	0.332	0.363	0.431	0.431	0.335
1983	0.009	0.053	0.102	0.162	0.265	0.322	0.359	0.399	0.385	0.385	0.355
1984	0.010	0.047	0.096	0.153	0.228	0.292	0.312	0.291	0.314	0.314	0.301
1985	0.010	0.051	0.103	0.177	0.257	0.275	0.335	0.338	0.321	0.321	0.307
1986	0.021	0.076	0.159	0.213	0.318	0.354	0.379	0.420	0.403	0.403	0.379
1987	0.033	0.117	0.207	0.299	0.371	0.424	0.444	0.408	0.418	0.418	0.425
1988	0.044	0.134	0.234	0.274	0.330	0.368	0.352	0.390	0.346	0.346	0.363
1989	0.021	0.124	0.194	0.250	0.308	0.360	0.353	0.383	0.364	0.364	0.362
1990	0.029	0.094	0.215	0.246	0.274	0.307	0.326	0.303	0.304	0.304	0.310
1991	0.029	0.087	0.183	0.271	0.296	0.304	0.320	0.301	0.271	0.271	0.301
1992	0.028	0.092	0.210	0.279	0.324	0.327	0.340	0.335	0.292	0.292	0.324
1993	0.027	0.112	0.248	0.349	0.399	0.395	0.410	0.358	0.338	0.338	0.380
1994	0.041	0.124	0.243	0.289	0.360	0.411	0.391	0.376	0.312	0.312	0.376
1995	0.052	0.156	0.302	0.365	0.405	0.471	0.501	0.415	0.358	0.358	0.438
1996	0.046	0.128	0.263	0.356	0.407	0.430	0.416	0.499	0.319	0.319	0.405
1997	0.030	0.098	0.229	0.302	0.346	0.408	0.488	0.531	0.606	0.606	0.486
1998	0.063	0.063	0.195	0.283	0.352	0.362	0.437	0.456	0.574	0.574	0.429

Table 19. Base Case estimates of the relative fishable biomass (average biomass in kilograms multiplied by the relative selectivity for each age and sex) of male and female swordfish.

Males

year	age					
	0	1	2	3	4	5+
1978	4353	14129	20189	21882	17333	72392
1979	4876	19829	26336	20091	18220	61174
1980	11679	38147	41392	31263	20978	67341
1981	10925	25909	37394	32036	21542	64955
1982	10966	27852	26856	25396	19025	62657
1983	14453	46495	44738	31692	25232	75882
1984	21781	55769	58812	43601	31252	85201
1985	20160	58634	59715	48806	36950	92355
1986	33269	70940	81010	56653	41435	101673
1987	50136	101987	91803	63608	43375	103857
1988	72891	128506	115830	71552	45000	94617
1989	33521	123396	105353	69095	46541	98246
1990	44452	96050	131181	85248	51990	104305
1991	44163	83558	96309	81283	57944	108476
1992	40486	78947	100663	69857	46243	100810
1993	32883	80226	87450	64471	41032	88993
1994	43531	87907	94056	56683	35867	75906
1995	42373	81943	88510	60355	36686	73018
1996	60066	73243	84773	63219	36870	72890
1997	45780	61653	51220	31930	19108	41215
1998	46375	59453	71800	35008	20199	41394

Females

year	age										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9+	5+
1978	4297	13633	31416	56824	64832	58087	43365	31241	19020	33071	184784
1979	2782	17151	32414	40942	49632	43926	36280	26528	17967	31270	155971
1980	7522	36986	54833	59176	58692	47922	37365	27410	17043	26289	156028
1981	6953	25072	46914	54492	56064	46643	31801	23914	15418	25793	143569
1982	7730	26273	35488	49309	54823	49074	32616	21124	15733	22957	141504
1983	9854	43972	63344	69983	72076	57513	40749	24120	13641	20288	156311
1984	14541	52105	76957	87159	84461	62606	42223	24745	13778	20228	163580
1985	13614	54740	80672	94320	90990	60356	39998	25159	15309	19245	160067
1986	23579	65420	101488	94144	87664	61086	39691	22743	13692	19986	157198
1987	35128	95132	120229	118202	95406	62769	39974	22354	11524	17966	154587
1988	51536	122586	149393	116961	88904	60951	32849	21518	12084	15472	142874
1989	20753	111540	125822	104551	82047	57346	33959	20671	11465	16953	140394
1990	33043	84477	157485	123328	84893	57817	35386	20163	11151	16296	140814
1991	32664	78111	119749	130131	94535	58914	36758	19901	11276	15292	142141
1992	30314	75268	125711	112035	89202	59040	36865	21391	11051	16654	145001
1993	23557	76903	116812	107874	77930	51714	34909	18606	10467	15923	131619
1994	32485	82142	114588	85147	63816	43744	28225	17619	9456	14360	113403
1995	33539	75466	109201	85710	56957	37204	22820	13458	7796	13155	94433
1996	44705	62136	85092	76355	53496	32780	17281	11330	5865	10916	78172
1997	32068	59795	62883	49749	35202	24057	15899	9326	5373	13755	68410
1998	44550	55591	89070	52123	36213	22352	14626	7995	5027	8659	58659

Table 20. Inputs to yield per recruit analyses.

age	female			male	
	weight	maturity	selectivity	weight	selectivity
1	7.8	0	0.09	8.7	0.14
2	16.9	0	0.19	16.8	0.26
3	27.3	0.02	0.46	25.8	0.51
4	41.9	0.16	0.63	35.3	0.58
5	57.9	0.53	0.74	43.9	0.54
6	74.8	0.86	0.81	50.3	0.54
7	92.3	0.97	0.9	56.4	0.54
8	111	0.99	1	61.6	0.54
9	129.9	1	0.97	65.9	0.54
10	142.3	1	0.97	69.5	0.54
11	160.3	1	0.97	72.4	0.54
12	178.2	1	0.97	74.8	0.54
13	195.9	1	0.97	76.8	0.54
14	213.4	1	0.97	78.4	0.54
15	230.6	1	0.97	79.7	0.54
16	247.4	1	0.97	80.8	0.54
17	263.8	1	0.97	81.6	0.54
18	279.9	1	0.97	82.3	0.54
19	295.5	1	0.97	82.9	0.54
20	310.6	1	0.97	83.4	0.54
21	325.3	1	0.97	83.7	0.54
22	339.5	1	0.97	84.1	0.54
23	353.3	1	0.97	84.3	0.54
24	366.6	1	0.97	84.5	0.54
25	379.4	1	0.97	84.7	0.54
26	391.8	1	0.97	84.8	0.54
27	403.7	1	0.97	84.9	0.54
28	415.1	1	0.97	85	0.54
29	426.2	1	0.97	85.1	0.54
30	436.8	1	0.97	85.1	0.54
31	446.9	1	0.97	85.2	0.54
32	456.7	1	0.97	85.2	0.54
33	466.1	1	0.97	85.2	0.54
34	475	1	0.97	85.3	0.54
35	483.7	1	0.97	85.3	0.54
36	491.9	1	0.97	85.3	0.54
37	499.8	1	0.97	85.3	0.54
38	507.4	1	0.97	85.3	0.54
39	514.6	1	0.97	85.3	0.54
40	521.5	1	0.97	85.3	0.54
	528.2		0.97	85.3	0.54

Table 21. Benchmark measures from sex specific yield per recruit and spawner per recruit analyses.

	MEASURE	LOWER CL	MEDIAN	UPPER CL	AVERAGE	STD. DEV.
Female	F at 20% SPR	0.25	0.26	0.28	0.26	0.011
	S/R at 20% SPR	28.5	28.6	28.7	28.6	0.08
	SSB at 20% SPR	22989	23314	23637	23311	252
Female	F at 30% SPR	0.17	0.18	0.19	0.18	0.007
	S/R at 30 % SPR	42.6	42.7	42.9	42.8	0.13
	SSB at 30 % SPR	34341	34866	35428	34884	393
Female	F at 40% SPR	0.12	0.13	0.13	0.13	0.004
	S/R at 40 % SPR	56.6	56.9	57.2	56.9	0.19
	SSB at 40 % SPR	45765	46397	47114	46447	520
Female	F 0.1	0.16	0.16	0.17	0.16	0.005
	Y/R at F0.1	9.2	9.3	9.4	9.3	0.05
	S/R at F0.1	45.8	46.9	48.2	47	0.93
	SSB at F0.1	37318	38252	39448	38332	880
Female	F at max Y/R	0.34	0.36	0.38	0.36	0.015
	Y/R maximum	10.3	10.4	10.5	10.4	0.08
	S/R at max Y	18.4	18.9	19.6	19	0.46
	SSB at Fmax	14999	15443	15959	15464	365
Female+male	F 0.1	0.2	0.21	0.22	0.21	0.008
	Y/R at F0.1	15	15.2	15.4	15.2	0.13
	S/R at F0.1	35.8	36.6	37.9	36.7	0.78
	SSB at F0.1	29112	29902	30851	29952	686
Female+male	F at max Y/R	0.48	0.52	0.56	0.52	0.031
	Y/R maximum	17.1	17.3	17.4	17.3	0.12
	S/R at max Y	9.8	10.6	11.5	10.6	0.61
	SSB at Fmax	8059	8656	9324	8667	470

Table 22. Estimated probabilities of exceeding the tabled B/B_{msy} ratio in a given year for the catch level assumed for each year from 1999-2008, based on 700 bootstraps of the Schaefer production model (ASPIC) fit to the combined biomass abundance index from SCRS/99/88 and the Task I reported catch (SWO-Table 1).

Constant catch scenarios: Models probability of Exceeding Indicated

B/B _{MSY} in year given catch													
Catch	Year	90%	75%	50%	25%	10%	10700mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02
							10700mt	2001	0.40	0.51	0.64	0.85	1.18
11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05	10700mt	2002	0.34	0.47	0.65	0.96	1.33
4000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02	10700mt	2003	0.28	0.44	0.66	1.07	1.43
4000mt	2001	0.47	0.57	0.74	0.99	1.34	10700mt	2004	0.23	0.41	0.66	1.19	1.50
4000mt	2002	0.49	0.60	0.85	1.26	1.60	10700mt	2005	0.14	0.38	0.69	1.29	1.55
4000mt	2003	0.51	0.63	1.00	1.48	1.75	10700mt	2006	0.01	0.33	0.73	1.35	1.56
4000mt	2004	0.52	0.68	1.17	1.64	1.83	10700mt	2007	<0.01	0.27	0.79	1.40	1.57
4000mt	2005	0.55	0.72	1.33	1.74	1.85	10700mt	2008	<0.01	0.20	0.84	1.45	1.57
4000mt	2006	0.56	0.77	1.47	1.80	1.86		2009	<0.01	0.12	0.91	1.47	1.57
4000mt	2007	0.57	0.83	1.58	1.82	1.86							
4000mt	2008	0.58	0.89	1.67	1.84	1.87	11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05
	2009	0.61	0.93	1.72	1.85	1.87	11800mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02
							11800mt	2001	0.39	0.49	0.62	0.82	1.15
11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05	11800mt	2002	0.31	0.44	0.62	0.91	1.27
7000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02	11800mt	2003	0.21	0.39	0.60	0.99	1.38
7000mt	2001	0.44	0.55	0.70	0.94	1.28	11800mt	2004	0.02	0.32	0.59	1.09	1.44
7000mt	2002	0.44	0.55	0.76	1.13	1.49	11800mt	2005	<0.01	0.26	0.57	1.18	1.48
7000mt	2003	0.43	0.56	0.85	1.30	1.61	11800mt	2006	<0.01	0.19	0.56	1.26	1.50
7000mt	2004	0.42	0.57	0.95	1.44	1.68	11800mt	2007	<0.01	0.10	0.55	1.34	1.51
7000mt	2005	0.42	0.58	1.07	1.56	1.72	11800mt	2008	<0.01	0.01	0.57	1.39	1.51
7000mt	2006	0.40	0.58	1.19	1.62	1.74		2009	<0.01	<0.01	0.59	1.42	1.52
7000mt	2007	0.40	0.61	1.31	1.67	1.74							
7000mt	2008	0.39	0.61	1.41	1.69	1.75	11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05
	2009	0.38	0.63	1.48	1.71	1.75	12000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02
							12000mt	2001	0.39	0.49	0.62	0.82	1.14
							12000mt	2002	0.31	0.45	0.61	0.90	1.27
11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05	12000mt	2003	0.18	0.39	0.59	0.97	1.36
8000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02	12000mt	2004	<0.01	0.31	0.59	1.07	1.42
8000mt	2001	0.43	0.53	0.68	0.91	1.24	12000mt	2005	<0.01	0.24	0.55	1.16	1.47
8000mt	2002	0.42	0.53	0.73	1.05	1.42	12000mt	2006	<0.01	0.15	0.53	1.25	1.48
8000mt	2003	0.41	0.54	0.79	1.26	1.58	12000mt	2007	<0.01	0.06	0.51	1.31	1.49
8000mt	2004	0.38	0.53	0.88	1.38	1.63	12000mt	2008	<0.01	<0.01	0.51	1.37	1.50
8000mt	2005	0.35	0.52	0.97	1.47	1.67		2009	<0.01	<0.01	0.52	1.41	1.50
8000mt	2006	0.35	0.53	1.08	1.56	1.69							
8000mt	2007	0.32	0.52	1.19	1.60	1.70							
8000mt	2008	0.29	0.51	1.29	1.63	1.70							
	2009	0.27	0.51	1.37	1.65	1.70							
							Fmsy scenario:						
							11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05
							9331mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02
11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05	9899mt	2001	0.44	0.55	0.68	0.84	1.08
9000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02	10510mt	2002	0.45	0.57	0.72	0.92	1.13
9000mt	2001	0.42	0.52	0.67	0.90	1.22	11190mt	2003	0.44	0.58	0.76	0.96	1.16
9000mt	2002	0.39	0.50	0.70	1.01	1.39	11790mt	2004	0.45	0.59	0.80	0.99	1.19
9000mt	2003	0.36	0.50	0.73	1.19	1.53	12320mt	2005	0.45	0.59	0.84	1.02	1.20
9000mt	2004	0.34	0.47	0.80	1.31	1.58	12720mt	2006	0.45	0.61	0.87	1.04	1.22
9000mt	2005	0.31	0.47	0.89	1.42	1.62	13010mt	2007	0.45	0.63	0.90	1.06	1.24
9000mt	2006	0.27	0.45	0.97	1.48	1.64	13270mt	2008	0.46	0.67	0.92	1.08	1.26
9000mt	2007	0.22	0.44	1.07	1.55	1.65		2009	0.47	0.70	0.94	1.10	1.29
9000mt	2008	0.17	0.44	1.15	1.59	1.66							
	2009	0.10	0.41	1.24	1.60	1.66							
11800mt	1999	0.51	0.57	0.65	0.77	1.05							
10000mt	2000	0.45	0.53	0.63	0.79	1.02							
10000mt	2001	0.41	0.52	0.65	0.87	1.20							
10000mt	2002	0.37	0.49	0.68	0.99	1.37							
10000mt	2003	0.32	0.46	0.69	1.10	1.46							
10000mt	2004	0.28	0.44	0.71	1.24	1.53							
10000mt	2005	0.22	0.41	0.77	1.34	1.57							
10000mt	2006	0.11	0.37	0.83	1.40	1.59							
10000mt	2007	0.01	0.34	0.91	1.46	1.60							
10000mt	2008	0.01	0.30	0.99	1.50	1.61							
	2009	0.01	0.28	1.07	1.54	1.61							

Table 23. Probability of North Atlantic swordfish population exceeding B/Bmsy in 5, 10 or 15 years with various harvest policies, estimated with Bayesian Schaefer and Fletcher/Schaefer models and the same inputs as the ASPIC baseline model (except for the indicated priors). The harvest policies are the same as the baseline ASPIC projections except that harvest rate at MSY is used instead of F_{MSY} because the Bayesian model uses discrete time.

Schaefer (flat priors)				Schaefer (informative priors)			
Harvest Policy	5 year	10 year	15 year	Harvest Policy	5 year	10 year	15 year
0	0.69	0.94	0.99	0	0.97	1.00	1.00
4000	0.50	0.75	0.87	4000	0.82	0.99	1.00
6000	0.40	0.63	0.73	6000	0.67	0.94	0.98
8000	0.30	0.47	0.56	8000	0.51	0.79	0.89
9000	0.25	0.39	0.47	9000	0.41	0.66	0.79
10000	0.21	0.32	0.37	10000	0.31	0.54	0.64
10700	0.18	0.26	0.32	10700	0.25	0.45	0.54
11800	0.13	0.19	0.23	11800	0.16	0.29	0.38
12000	0.12	0.18	0.21	12000	0.15	0.26	0.34
HR(MSY)	0.03	0.03	0.03	HR(MSY)	0.03	0.03	0.03

Fletcher-Schaefer (less informative priors)				Fletcher-Schaefer (informative priors, Bmsy/K prior)			
Harvest Policy	5 year	10 year	15 year	Harvest Policy	5 year	10 year	15 year
0	1.00	1.00	1.00	0	1.00	1.00	1.00
4000	1.00	1.00	1.00	4000	0.97	1.00	1.00
6000	0.98	1.00	1.00	6000	0.89	0.99	1.00
8000	0.95	0.99	1.00	8000	0.74	0.94	0.98
9000	0.93	0.98	0.99	9000	0.64	0.87	0.93
10000	0.90	0.95	0.97	10000	0.54	0.75	0.84
10700	0.87	0.93	0.95	10700	0.47	0.64	0.74
11800	0.82	0.87	0.89	11800	0.34	0.48	0.55
12000	0.80	0.85	0.87	12000	0.32	0.44	0.51
HR(MSY)	0.68	0.68	0.68	HR(MSY)	0.10	0.10	0.10

Fletcher-Schaeffer, prior for Bmsy/K centered at 0.6				Fletcher-Schaeffer, prior Bmsy/K centered at 0.3			
Harvest policy	5 year	10 year	15 year	Harvest policy	5 year	10 year	15 year
0	0.98	1.00	1.00	0	1.00	1.00	1.00
4000	0.84	0.99	1.00	4000	1.00	1.00	1.00
6000	0.68	0.93	0.97	6000	0.98	1.00	1.00
8000	0.51	0.80	0.88	8000	0.94	0.99	1.00
9000	0.43	0.67	0.79	9000	0.91	0.97	0.99
10000	0.34	0.54	0.64	10000	0.86	0.93	0.95
10700	0.28	0.46	0.54	10700	0.81	0.89	0.92
11800	0.18	0.31	0.39	11800	0.72	0.78	0.80
12000	0.16	0.29	0.35	12000	0.70	0.75	0.77
HR(MSY)	0.05	0.05	0.05	HR(MSY)	0.60	0.60	0.60

Fletcher-Schaefer, prior for Bmsy/K centered at 0.5			
Harvest policy	5 year	10 year	15 year
0	0.99	1.00	1.00
4000	0.93	1.00	1.00
6000	0.83	0.98	0.99
8000	0.67	0.89	0.95
9000	0.58	0.81	0.88
10000	0.48	0.69	0.79
10700	0.42	0.59	0.69
11800	0.31	0.45	0.52
12000	0.29	0.42	0.49
HR(MSY)	0.109	0.109	0.109

Table 24. Detailed results of Bayesian models for north Atlantic swordfish, for the same runs summarized in table 23

North Stock: Schaefer (flat priors)

policy 1: tac = 0	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	0	0	0
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	106200	140800	160900
cvBf= .281	E[B 2004 / Bmsy]	1.281	1.631	1.807
median Bfin= 170247	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .138	P[Bfin>MSYL]	0.69	0.94	0.99
median Bf/K 0.96549645983862	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.71132593346	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.99999878682				

policy 2: tac = 4000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	4000	4000	4000
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	87330	112100	129000
cvBf= .271	E[B 2004 / Bmsy]	1.066	1.343	1.506
median Bfin= 132141	P[Bfin<0.2K]	0.02	0.01	0.01
cvdf= .253	P[Bfin>MSYL]	0.50	0.75	0.87
median Bf/K 0.82969229023843	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.44552985291	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.92682756045				

policy 3: tac = 6000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	5999	5992	5975
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	77180	94570	106900
cvBf= .335	E[B 2004 / Bmsy]	0.9477	1.162	1.294
median Bfin= 109457	P[Bfin<0.2K]	0.05	0.06	0.06
cvdf= .37	P[Bfin>MSYL]	0.40	0.63	0.73
median Bf/K 0.72443969579114	P[Bfin>Bcur]	0.93	0.93	0.93
80 % lower Bf/K 0.26620828817	P[Ffin<Fcur]	1.00	0.99	0.98
80 % upper Bf/K 0.88500877002				

policy 4: tac = 8000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	7988	7918	7759
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	66490	74300	79180
cvBf= .516	E[B 2004 / Bmsy]	0.8198	0.9456	1.016
median Bfin= 86616	P[Bfin<0.2K]	0.14	0.18	0.21
cvdf= .573	P[Bfin>MSYL]	0.30	0.47	0.56
median Bf/K 0.56879477243457	P[Bfin>Bcur]	0.74	0.74	0.74
80 % lower Bf/K 1.62580450975	P[Ffin<Fcur]	0.96	0.86	0.81
80 % upper Bf/K 0.83766493672				

policy 5: tac = 9000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	8972	8780	8417
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	60940	63350	64540
cvBf= .648	E[B 2004 / Bmsy]	0.7523	0.8242	0.861
median Bfin= 72731	P[Bfin<0.2K]	0.20	0.27	0.30
cvdf= .709	P[Bfin>MSYL]	0.25	0.39	0.47
median Bf/K 0.46017314561273	P[Bfin>Bcur]	0.62	0.62	0.62
80 % lower Bf/K 0.01	P[Ffin<Fcur]	0.86	0.72	0.68
80 % upper Bf/K 0.81095893374				

policy 6: tac = 10000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	9932	9527	8851
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	55270	52310	50630
cvBf= .797	E[B 2004 / Bmsy]	0.6823	0.6978	0.7049
median Bfin= 57893	P[Bfin<0.2K]	0.26	0.36	0.41
cvdf= .867	P[Bfin>MSYL]	0.21	0.32	0.37
median Bf/K 0.313125920699249	P[Bfin>Bcur]	0.50	0.50	0.50
80 % lower Bf/K 0.01	P[Ffin<Fcur]	0.68	0.57	0.54
80 % upper Bf/K 0.78069382015				

policy 7: tac = 10700	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	10580	9933	8979
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	51250	44770	41610
cvBf= .915	E[B 2004 / Bmsy]	0.6322	0.6074	0.5971
median Bfin= 41333	P[Bfin<0.2K]	0.31	0.43	0.50
cvdf= .998	P[Bfin>MSYL]	0.18	0.26	0.32
median Bf/K 0.196300997319123	P[Bfin>Bcur]	0.41	0.41	0.41
80 % lower Bf/K 0.01	P[Ffin<Fcur]	0.52	0.45	0.43
80 % upper Bf/K 0.75570370823				

policy 8: tac = 11800	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	11560	10330	8977
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	44910	33850	28720
cvBf= 1.158	E[B 2004 / Bmsy]	0.5524	0.4713	0.4358
median Bfin= 3052	P[Bfin<0.2K]	0.39	0.56	0.63
cvdf= 1.258	P[Bfin>MSYL]	0.13	0.19	0.23
median Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.29	0.29	0.29
80 % lower Bf/K 0.01	P[Ffin<Fcur]	0.29	0.29	0.29
80 % upper Bf/K 0.70705967964				

Table 24. Continued.

policy 9: tac = 12000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	11740	10380	8944
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	43740	31990	26710
cvBf= 1.204	E[B 2004 / Bmsy]	0.5376	0.4473	0.4093
median Bfin= 2881	P[Bfin<0.2K]	0.41	0.58	0.65
cvdf= 1.308	P[Bfin>MSYL]	0.12	0.18	0.21
median Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.27	0.27	0.27
80 % lower Bf/K 0.01	P[Ffin<Fcur]	0.25	0.26	0.26
80 % upper Bf/K 0.69478870032				

policy 10:HR(MSY)	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .377	E[cat/yr]	8409	9079	9567
median K= 184624	E[B 2004 in kt]	66460	74210	79660
cvBf= .304	E[B 2004 / Bmsy]	0.7543	0.8369	0.8893
median Bfin= 80732	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.00	0.00
cvdf= .13	P[Bfin>MSYL]	0.03	0.03	0.03
median Bf/K 0.463677406733928	P[Bfin>Bcur]	0.97	0.97	0.97
80 % lower Bf/K 0.35368400128	P[Ffin<Fcur]	0.91	0.91	0.91
80 % upper Bf/K 0.49976789716				

North Stock: Schaefer (informative priors)

policy 1: tac = 0	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	0	0	0
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	101700	127300	133000
cvBf= .192	E[B 2004 / Bmsy]	1.557	1.911	1.984
median Bfin= 134440	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .013	P[Bfin>MSYL]	0.97	1.00	1.00
median Bf/K 0.99797	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.9747	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 1.0000				

policy 2: tac = 4000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	3999.6	3999.6	3998.933333
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	84230	109700	119100
cvBf= .177	E[B 2004 / Bmsy]	1.295	1.662	1.786
median Bfin= 121048	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .059	P[Bfin>MSYL]	0.82	0.99	1.00
median Bf/K 0.91067	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.83857	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.925627				

policy 3: tac = 6000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	5995.2	5989.5	5984
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	74350	97320	108500
cvBf= .187	E[B 2004 / Bmsy]	1.146	1.485	1.636
median Bfin= 109779	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.01
cvdf= .127	P[Bfin>MSYL]	0.67	0.94	0.98
median Bf/K 0.85404	P[Bfin>Bcur]	0.99	0.99	0.99
80 % lower Bf/K 0.718208	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	0.99
80 % upper Bf/K 0.882828				

policy 4: tac = 8000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	7978.8	7920	7851.733333
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	63640	80860	91320
cvBf= .289	E[B 2004 / Bmsy]	0.9829	1.249	1.397
median Bfin= 94364	P[Bfin<0.2K]	0.05	0.05	0.05
cvdf= .281	P[Bfin>MSYL]	0.51	0.79	0.89
median Bf/K 0.775609	P[Bfin>Bcur]	0.95	0.95	0.95
80 % lower Bf/K 0.47415	P[Ffin<Fcur]	0.98	0.96	0.95
80 % upper Bf/K 0.83386				

policy 5: tac = 9000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	8950.8	8805.5	8645.333333
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	57980	70950	79590
cvBf= .384	E[B 2004 / Bmsy]	0.896	1.104	1.231
median Bfin= 86144	P[Bfin<0.2K]	0.08	0.10	0.10
cvdf= .39	P[Bfin>MSYL]	0.41	0.66	0.79
median Bf/K 0.718498	P[Bfin>Bcur]	0.89	0.89	0.89
80 % lower Bf/K 0.17781	P[Ffin<Fcur]	0.94	0.91	0.90
80 % upper Bf/K 0.8058				

policy 6: tac = 10000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	9894	9577.7	9254.4
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	52140	59980	65560
cvBf= .526	E[B 2004 / Bmsy]	0.8061	0.9415	1.031
median Bfin= 76284	P[Extinct]	0.03	0.11	0.16
cvdf= .54	P[Bfin<0.2K]	0.13	0.18	0.21
median Bf/K 0.63946	P[Bfin>MSYL]	0.31	0.54	0.64
80 % lower Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.78	0.78	0.78
80 % upper Bf/K 0.7740	P[Ffin<Fcur]	0.86	0.80	0.78

Table 24. Continued.

policy 7: tac = 10700	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	10526.4	10022.1	9491.2
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	47960	51800	55230
cvBf= .643	E[B 2004 / Bmsy]	0.7415	0.8185	0.8797
median Bfin= 68895	P[Extinct]	0.04	0.16	0.24
cvdf= .66	P[Bfin<0.2K]	0.17	0.25	0.28
median Bf/K 0.55919	P[Bfin>MSYL]	0.25	0.45	0.54
80 % lower Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.67	0.67	0.67
80 % upper Bf/K 0.74748	P[Ffin<Fcur]	0.75	0.71	0.69

policy 8: tac = 11800	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	11460	10473.1	9520
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	41320	38810	38540
cvBf= .891	E[B 2004 / Bmsy]	0.6383	0.6187	0.6259
median Bfin= 42647	P[Extinct]	0.07	0.27	0.39
cvdf= .915	P[Bfin<0.2K]	0.26	0.39	0.46
median Bf/K 0.30959	P[Bfin>MSYL]	0.16	0.29	0.38
80 % lower Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.48	0.48	0.48
80 % upper Bf/K 0.69341	P[Ffin<Fcur]	0.48	0.48	0.48

policy 9: tac = 12000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	11622	10500.6	9467.733333
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	40100	36530	35680
cvBf= .944	E[B 2004 / Bmsy]	0.6194	0.5831	0.5822
median Bfin= 33093	P[Extinct]	0.08	0.31	0.42
cvdf= .967	P[Bfin<0.2K]	0.28	0.41	0.49
median Bf/K 0.23340	P[Bfin>MSYL]	0.15	0.26	0.34
80 % lower Bf/K 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.45	0.45	0.45
80 % upper Bf/K 0.67980	P[Ffin<Fcur]	0.43	0.44	0.45

policy 10:HR(MSY)	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .201	E[cat/yr]	9932.4	10853.7	11466.66667
median K= 134893	E[B 2004 in kt]	55100	61520	64620
cvBf= .181	E[B 2004 / Bmsy]	0.8313	0.9244	0.9671
median Bfin= 65220	P[Extinct]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .041	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
median Bf/K 0.49083	P[Bfin>MSYL]	0.03	0.03	0.03
80 % lower Bf/K 0.45740	P[Bfin>Bcur]	0.97	0.97	0.97
80 % upper Bf/K 0.49940	P[Ffin<Fcur]	0.89	0.89	0.89

North Stock: Fletcher-Schaefer (less informative priors)

policy 1: tac = 0	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	0	0	0
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	105600	132500	144100
cvBf= .234	E[B 2004 / Bmsy]	2.537	3.14	3.391
median Bfin= 146552	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .062	P[Bfin>MSYL]	1.00	1.00	1.00
median Bf/K 0.965843309000266	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.85974677055'	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.99933803574				

policy 2: tac = 4000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	4000	4000	4000
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	90000	111900	122300
cvBf= .212	E[B 2004 / Bmsy]	2.165	2.658	2.882
median Bfin= 124746	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .091	P[Bfin>MSYL]	1.00	1.00	1.00
median Bf/K 0.823149329335906	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.70352925806	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.89054005453				

policy 3: tac = 6000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	6000	6000	6000
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	81840	100700	110200
cvBf= .199	E[B 2004 / Bmsy]	1.971	2.398	2.603
median Bfin= 112253	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .112	P[Bfin>MSYL]	0.98	1.00	1.00
median Bf/K 0.743804236853812	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.61921294510'	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.82993029864				

policy 4: tac = 8000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	7999	7998	7996
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	73380	88450	96860
cvBf= .19	E[B 2004 / Bmsy]	1.77	2.116	2.297
median Bfin= 97967	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cvdf= .146	P[Bfin>MSYL]	0.95	0.99	1.00
median Bf/K 0.656054332861177	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bf/K 0.52553454055'	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bf/K 0.76114604567				

Table 24. Continued.

policy 5: tac = 9000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	8997	8989	8982
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	69010	81840	89350
cvBf= .194	E[B 2004 / Bmsy]	1.666	1.965	2.128
median Bfin= 90117	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.01
cvdf= .174	P[Bfin>MSYL]	0.93	0.98	0.99
median Bf/K 0.608255620871896	P[Bfin>Bcur]	0.99	0.99	0.99
80 % lower Bf/K 0.47326986244	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	0.99
80 % upper Bf/K 0.72318482229				

policy 6: tac = 10000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	9993	9971	9952
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	64540	74800	81080
cvBf= .21	E[B 2004 / Bmsy]	1.56	1.804	1.944
median Bfin= 81841	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.01
cvdf= .215	P[Bfin>MSYL]	0.90	0.95	0.97
median Bf/K 0.556591951299006	P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
80 % lower Bf/K 0.41415801006	P[Ffin<Fcur]	0.99	0.99	0.99
80 % upper Bf/K 0.68230966452				

policy 7: tac = 10700	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	10690	10650	10610
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	61350	69570	74760
cvBf= .232	E[B 2004 / Bmsy]	1.484	1.685	1.804
median Bfin= 75711	P[Bfin<0.2K]	0.02	0.02	0.02
cvdf= .252	P[Bfin>MSYL]	0.87	0.93	0.95
median Bf/K 0.51867660121728	P[Bfin>Bcur]	0.97	0.97	0.97
80 % lower Bf/K 0.36710776809	P[Ffin<Fcur]	0.98	0.98	0.97
80 % upper Bf/K 0.65144405297				

policy 8: tac = 11800	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	11770	11670	11570
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	56230	60810	63670
cvBf= .294	E[B 2004 / Bmsy]	1.362	1.486	1.559
median Bfin= 65501	P[Bfin<0.2K]	0.03	0.05	0.06
cvdf= .333	P[Bfin>MSYL]	0.82	0.87	0.89
median Bf/K 0.45373496217724	P[Bfin>Bcur]	0.92	0.92	0.92
80 % lower Bf/K 0.27715336397	P[Ffin<Fcur]	0.92	0.92	0.92
80 % upper Bf/K 0.59816417959				

policy 9: tac = 12000	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	11960	11860	11730
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	55280	59150	61510
cvBf= .309	E[B 2004 / Bmsy]	1.339	1.448	1.512
median Bfin= 63534	P[Bfin<0.2K]	0.03	0.06	0.07
cvdf= .351	P[Bfin>MSYL]	0.80	0.85	0.87
median Bf/K 0.440762053377737	P[Bfin>Bcur]	0.90	0.90	0.90
80 % lower Bf/K 0.25835309238	P[Ffin<Fcur]	0.87	0.89	0.89
80 % upper Bf/K 0.58718269767				

policy 10:HR(MSY)	Time horizon	5 year	10 year	15 year
cvK= .294	E[cat/yr]	14790	14350	14210
median K= 152006	E[B 2004 in kt]	43890	44050	44230
cvBf= .3	E[B 2004 / Bmsy]	0.9965	0.9957	0.9981
median Bfin= 42824	P[Bfin<0.2K]	0.08	0.09	0.10
cvdf= .25	P[Bfin>MSYL]	0.68	0.68	0.68
median Bf/K 0.290420502524121	P[Bfin>Bcur]	0.32	0.32	0.32
80 % lower Bf/K 0.20175998729	P[Ffin<Fcur]	0.23	0.23	0.23
80 % upper Bf/K 0.39406095586				

Table 24. Continued.

North Stock: Fletcher-Schaefer, informative priors

Prior CV on B0/K = 0.25

Prior mean $r = 0.41$ Prior var on $r = 0.0287$ Prior mean $n = 1.382$ Prior var on $n = 0.141$

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 0

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	0	0	0
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	105400	134600	144400
cvBf = 0.177	E[B 2004 / Bmsy]	1.814	2.292	2.445
median Bfin = 144749	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.039	P[Bfin>MSYL]	1.00	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.114	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.4075	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 2.1031				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.8547				
median Bfin/K = 0.9843				
80 % lower Bfin/K = 0.9236				
80 % upper Bfin/K = 0.9995				

policy 2: tac = 4000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	4000	4000	4000
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	88330	114400	125500
cvBf = 0.153	E[B 2004 / Bmsy]	1.523	1.957	2.131
median Bfin = 126178	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.067	P[Bfin>MSYL]	0.97	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.105	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.1090	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.8513				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.4529				
median Bfin/K = 0.8626				
80 % lower Bfin/K = 0.7706				
80 % upper Bfin/K = 0.9084				

policy 3: tac = 6000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	6000	6000	6000
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	79070	102300	113900
cvBf = 0.14	E[B 2004 / Bmsy]	1.365	1.756	1.941
median Bfin = 114599	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.095	P[Bfin>MSYL]	0.89	0.99	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.113	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 1.9330	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.6737				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.2335				
median Bfin/K = 0.7874				
80 % lower Bfin/K = 0.6741				
80 % upper Bfin/K = 0.8543				

policy 4: tac = 8000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	7998	7987	7975
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	69220	87780	99070
cvBf = 0.159	E[B 2004 / Bmsy]	1.196	1.515	1.698
median Bfin = 99935	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.01
cv(Bfin/K) = 0.163	P[Bfin>MSYL]	0.74	0.94	0.98
cv(Bfin/Bmsy) = 0.168	P[Bfin>Bcur]	0.99	0.99	0.99
median Bfin/Bmsy = 1.7313	P[Ffin<Fcur]	1.00	0.99	0.99
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.3675				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.0097				
median Bfin/K = 0.6972				
80 % lower Bfin/K = 0.5458				
80 % upper Bfin/K = 0.7913				

policy 5: tac = 9000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	8992	8964	8932
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	64030	79200	89300
cvBf = 0.208	E[B 2004 / Bmsy]	1.107	1.372	1.539
median Bfin = 91488	P[Bfin<0.2K]	0.02	0.02	0.02
cv(Bfin/K) = 0.23	P[Bfin>MSYL]	0.64	0.87	0.93
cv(Bfin/Bmsy) = 0.231	P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
median Bfin/Bmsy = 1.6130	P[Ffin<Fcur]	0.99	0.98	0.98
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.1365				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8886				
median Bfin/K = 0.6431				
80 % lower Bfin/K = 0.4525				
80 % upper Bfin/K = 0.7541				

Table 24. Continued.

policy 6: tac = 10000

policy 6: tac = 10000	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	9980	9895	9795
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	58660	69460	77230
cvBf = 0.301	E[B 2004 / Bmsy]	1.015	1.21	1.344
median Bfin = 82294	P[Bfin<0.2K]	0.05	0.06	0.07
cv(Bfin/K) = 0.334	P[Bfin>MSYL]	0.54	0.75	0.84
cv(Bfin/Bmsy) = 0.331	P[Bfin>Bcur]	0.92	0.92	0.92
median Bfin/Bmsy = 1.4701	P[Ffin<Fcur]	0.96	0.94	0.93
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.7647				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.7598				
median Bfin/K = 0.5764				
80 % lower Bfin/K = 0.3014				
80 % upper Bfin/K = 0.7121				

policy 7: tac = 10700

policy 7: tac = 10700	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	10660	10500	10290
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	54780	61980	67370
cvBf = 0.393	E[B 2004 / Bmsy]	0.9482	1.085	1.184
median Bfin = 75186	P[Bfin<0.2K]	0.08	0.11	0.13
cv(Bfin/K) = 0.43	P[Bfin>MSYL]	0.47	0.64	0.74
cv(Bfin/Bmsy) = 0.425	P[Bfin>Bcur]	0.85	0.85	0.85
median Bfin/Bmsy = 1.3448	P[Ffin<Fcur]	0.90	0.87	0.86
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.1491				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6690				
median Bfin/K = 0.5220				
80 % lower Bfin/K = 0.0597				
80 % upper Bfin/K = 0.6782				

policy 8: tac = 11800

policy 8: tac = 11800	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	11700	11290	10770
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	48510	49230	49970
cvBf = 0.59	E[B 2004 / Bmsy]	0.8399	0.8697	0.8953
median Bfin = 62451	P[Bfin<0.2K]	0.14	0.23	0.28
cv(Bfin/K) = 0.632	P[Bfin>MSYL]	0.34	0.48	0.55
cv(Bfin/Bmsy) = 0.625	P[Bfin>Bcur]	0.65	0.65	0.65
median Bfin/Bmsy = 1.0792	P[Ffin<Fcur]	0.65	0.65	0.65
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0231				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.5110				
median Bfin/K = 0.4086				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.6127				

policy 9: tac = 12000

policy 9: tac = 12000	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	11880	11400	10800
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	47350	46870	46780
cvBf = 0.631	E[B 2004 / Bmsy]	0.8198	0.8295	0.8421
median Bfin = 59745	P[Bfin<0.2K]	0.16	0.26	0.31
cv(Bfin/K) = 0.675	P[Bfin>MSYL]	0.32	0.44	0.51
cv(Bfin/Bmsy) = 0.668	P[Bfin>Bcur]	0.61	0.61	0.61
median Bfin/Bmsy = 1.0168	P[Ffin<Fcur]	0.58	0.60	0.60
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0227				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4786				
median Bfin/K = 0.3850				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.5984				

policy 10:HR(MSY)

policy 10:HR(MSY)	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.226	E[cat/yr]	11250	11850	12230
median K = 147168	E[B 2004 in kt]	53830	57370	58800
cvBf = 0.192	E[B 2004 / Bmsy]	0.9093	0.9654	0.9871
median Bfin = 58054	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.12	P[Bfin>MSYL]	0.10	0.10	0.10
cv(Bfin/Bmsy) = 0.019	P[Bfin>Bcur]	0.90	0.90	0.90
median Bfin/Bmsy = 0.9945	P[Ffin<Fcur]	0.73	0.73	0.73
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9623				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.0000				
median Bfin/K = 0.3970				
80 % lower Bfin/K = 0.3336				
80 % upper Bfin/K = 0.4602				

North Stock: Fletcher-Schaefer, prior for Bmsy/K centered at 0.3

Prior mean r = 0.41 Prior var on r = 0.0287 Prior CV on B0/K = 0.25
 Prior mean n = 0.68 Prior var on n = 0.141 Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 0

policy 1: tac = 0	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	0	0	0
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	117300	152300	170100
cvBf = 0.153	E[B 2004 / Bmsy]	2.167	2.802	3.115
median Bfin = 171774	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.072	P[Bfin>MSYL]	1.00	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.136	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 3.0728	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 2.5837				
80 % upper Bfin/Bmsy = 3.7262				
median Bfin/K = 0.9233				
80 % lower Bfin/K = 0.8179				
80 % upper Bfin/K = 0.9873				

Table 24. Continued.

policy 2: tac = 4000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	4000	4000	4000
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	100100	127300	142500
cvBf = 0.141	E[B 2004 / Bmsy]	1.848	2.345	2.616
median Bfin = 142474	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.101	P[Bfin>MSYL]	1.00	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.135	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.5812	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 2.1871				
80 % upper Bfin/Bmsy = 3.1062				
median Bfin/K = 0.7759				
80 % lower Bfin/K = 0.6606				
80 % upper Bfin/K = 0.8634				

policy 3: tac = 6000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	6000	6000	6000
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	91200	113800	127300
cvBf = 0.138	E[B 2004 / Bmsy]	1.683	2.099	2.341
median Bfin = 126254	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.123	P[Bfin>MSYL]	0.98	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.142	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.3165	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.9384				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.7817				
median Bfin/K = 0.6948				
80 % lower Bfin/K = 0.5731				
80 % upper Bfin/K = 0.7940				

policy 4: tac = 8000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	8000	7999	7998
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	82040	99300	110500
cvBf = 0.15	E[B 2004 / Bmsy]	1.514	1.835	2.037
median Bfin = 108767	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.157	P[Bfin>MSYL]	0.94	0.99	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.164	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.0392	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.6219				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.4564				
median Bfin/K = 0.6071				
80 % lower Bfin/K = 0.4765				
80 % upper Bfin/K = 0.7163				

policy 5: tac = 9000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	8999	8995	8989
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	77350	91520	101200
cvBf = 0.172	E[B 2004 / Bmsy]	1.427	1.693	1.869
median Bfin = 99683	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.01
cv(Bfin/K) = 0.188	P[Bfin>MSYL]	0.91	0.97	0.99
cv(Bfin/Bmsy) = 0.19	P[Bfin>Bcur]	0.99	0.99	0.99
median Bfin/Bmsy = 1.8898	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.4404				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.2953				
median Bfin/K = 0.5601				
80 % lower Bfin/K = 0.4202				
80 % upper Bfin/K = 0.6741				

policy 6: tac = 10000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	9997	9984	9961
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	72570	83280	90900
cvBf = 0.211	E[B 2004 / Bmsy]	1.339	1.543	1.684
median Bfin = 90081	P[Bfin<0.2K]	0.02	0.02	0.02
cv(Bfin/K) = 0.232	P[Bfin>MSYL]	0.86	0.93	0.95
cv(Bfin/Bmsy) = 0.231	P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
median Bfin/Bmsy = 1.7272	P[Ffin<Fcur]	0.99	0.99	0.99
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.2358				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.1139				
median Bfin/K = 0.5097				
80 % lower Bfin/K = 0.3547				
80 % upper Bfin/K = 0.6278				

policy 7: tac = 10700

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	10690	10670	10620
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	69170	77180	83000
cvBf = 0.253	E[B 2004 / Bmsy]	1.276	1.432	1.542
median Bfin = 83179	P[Bfin<0.2K]	0.03	0.04	0.04
cv(Bfin/K) = 0.275	P[Bfin>MSYL]	0.81	0.89	0.92
cv(Bfin/Bmsy) = 0.273	P[Bfin>Bcur]	0.95	0.95	0.95
median Bfin/Bmsy = 1.6023	P[Ffin<Fcur]	0.98	0.96	0.96
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.0652				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.9906				
median Bfin/K = 0.4700				
80 % lower Bfin/K = 0.3033				
80 % upper Bfin/K = 0.5925				

Table 24. Continued.

policy 8: tac = 11800

policy 8: tac = 11800	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	11780	11700	11550
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	63730	66970	69250
cvBf = 0.352	E[B 2004 / Bmsy]	1.175	1.245	1.295
median Bfin = 72095	P[Bfin<0.2K]	0.06	0.09	0.10
cv(Bfin/K) = 0.371	P[Bfin>MSYL]	0.72	0.78	0.80
cv(Bfin/Bmsy) = 0.368	P[Bfin>Bcur]	0.84	0.84	0.84
median Bfin/Bmsy = 1.3838	P[Ffin<Fcur]	0.83	0.83	0.83
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.6583				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.7867				
median Bfin/K = 0.4030				
80 % lower Bfin/K = 0.1979				
80 % upper Bfin/K = 0.5354				

policy 9: tac = 12000

policy 9: tac = 12000	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	11980	11880	11710
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	62720	65030	66580
cvBf = 0.373	E[B 2004 / Bmsy]	1.156	1.21	1.247
median Bfin = 69915	P[Bfin<0.2K]	0.07	0.10	0.12
cv(Bfin/K) = 0.391	P[Bfin>MSYL]	0.70	0.75	0.77
cv(Bfin/Bmsy) = 0.388	P[Bfin>Bcur]	0.80	0.80	0.80
median Bfin/Bmsy = 1.3430	P[Ffin<Fcur]	0.75	0.78	0.78
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.5482				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.7468				
median Bfin/K = 0.3905				
80 % lower Bfin/K = 0.1668				
80 % upper Bfin/K = 0.5241				

policy 10:HR(MSY)

policy 10:HR(MSY)	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.213	E[cat/yr]	13740	13480	13380
median K = 188150	E[B 2004 in kt]	55500	55300	55370
cvBf = 0.192	E[B 2004 / Bmsy]	1.002	0.9977	0.9986
median Bfin = 54533	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.158	P[Bfin>MSYL]	0.60	0.60	0.60
cv(Bfin/Bmsy) = 0.01	P[Bfin>Bcur]	0.40	0.40	0.40
median Bfin/Bmsy = 1.0003	P[Ffin<Fcur]	0.31	0.31	0.31
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9896				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.0061				
median Bfin/K = 0.2958				
80 % lower Bfin/K = 0.2365				
80 % upper Bfin/K = 0.3650				

North Stock: Fletcher-Schaefer, prior for Bmsy/K centered at 0.5

03-Oct

Prior CV on B0/K = 0.25

Prior mean r = 0.41 Prior var on r = 0.0287

Prior mean n = 2.0001 Prior var on n = 0.141

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 0

policy 1: tac = 0	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	0	0	0
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	104400	129900	136600
cvBf = 0.186	E[B 2004 / Bmsy]	1.73	2.126	2.226
median Bfin = 138059	P[Extinct]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.019	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.117	P[Bfin>MSYL]	0.99	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 2.1876	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.9015	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.5949				
median Bfin/K = 0.9938				
80 % lower Bfin/K = 0.9598				
80 % upper Bfin/K = 1.0000				

policy 2: tac = 4000

policy 2: tac = 4000	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	4000	3999	3999
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	87560	112000	121100
cvBf = 0.168	E[B 2004 / Bmsy]	1.455	1.843	1.978
median Bfin = 122603	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.055	P[Bfin>MSYL]	0.93	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.11	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 1.9505	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.7255				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.2827				
median Bfin/K = 0.8879				
80 % lower Bfin/K = 0.8176				
80 % upper Bfin/K = 0.9267				

policy 3: tac = 6000

policy 3: tac = 6000	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	5998	5994	5991
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	78220	100600	110700
cvBf = 0.169	E[B 2004 / Bmsy]	1.302	1.662	1.815
median Bfin = 111719	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.00
cv(Bfin/K) = 0.104	P[Bfin>MSYL]	0.83	0.98	0.99
cv(Bfin/Bmsy) = 0.132	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 1.8042	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.5918				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.1054				
median Bfin/K = 0.8222				
80 % lower Bfin/K = 0.7206				
80 % upper Bfin/K = 0.8829				

Table 24. Continued.

policy 4: tac = 8000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	7985	7949	7916
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	68140	86010	96240
cvBf = 0.224	E[B 2004 / Bmsy]	1.135	1.431	1.59
median Bfin = 98138	P[Bfin<0.2K]	0.03	0.03	0.03
cv(Bfin/K) = 0.21	P[Bfin>MSYL]	0.67	0.89	0.95
cv(Bfin/Bmsy) = 0.219	P[Bfin>Bcur]	0.97	0.97	0.97
median Bfin/Bmsy = 1.6386	P[Ffin<Fcur]	0.99	0.98	0.98
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.2643				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.9139				
median Bfin/K = 0.7402				
80 % lower Bfin/K = 0.5776				
80 % upper Bfin/K = 0.8287				

policy 5: tac = 9000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	8966	8880	8799
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	62810	77200	86340
cvBf = 0.292	E[B 2004 / Bmsy]	1.047	1.29	1.435
median Bfin = 90163	P[Bfin<0.2K]	0.05	0.06	0.06
cv(Bfin/K) = 0.293	P[Bfin>MSYL]	0.58	0.81	0.88
cv(Bfin/Bmsy) = 0.298	P[Bfin>Bcur]	0.94	0.94	0.94
median Bfin/Bmsy = 1.5435	P[Ffin<Fcur]	0.97	0.95	0.95
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9398				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8088				
median Bfin/K = 0.6882				
80 % lower Bfin/K = 0.4449				
80 % upper Bfin/K = 0.7958				

policy 6: tac = 10000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	9924	9739	9548
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	57300	67260	74300
cvBf = 0.395	E[B 2004 / Bmsy]	0.9554	1.13	1.247
median Bfin = 81096	P[Bfin<0.2K]	0.08	0.11	0.12
cv(Bfin/K) = 0.407	P[Bfin>MSYL]	0.48	0.69	0.79
cv(Bfin/Bmsy) = 0.408	P[Bfin>Bcur]	0.87	0.87	0.87
median Bfin/Bmsy = 1.4307	P[Ffin<Fcur]	0.92	0.89	0.88
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.1989				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6965				
median Bfin/K = 0.6238				
80 % lower Bfin/K = 0.0828				
80 % upper Bfin/K = 0.7556				

policy 7: tac = 10700

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	10580	10270	9954
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	53350	59750	64640
cvBf = 0.491	E[B 2004 / Bmsy]	0.8897	1.008	1.094
median Bfin = 74413	P[Bfin<0.2K]	0.12	0.16	0.18
cv(Bfin/K) = 0.506	P[Bfin>MSYL]	0.42	0.59	0.69
cv(Bfin/Bmsy) = 0.506	P[Bfin>Bcur]	0.79	0.79	0.79
median Bfin/Bmsy = 1.3164	P[Ffin<Fcur]	0.84	0.81	0.80
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0222				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6161				
median Bfin/K = 0.5697				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.7229				

policy 8: tac = 11800

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	11560	10910	10270
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	47000	47390	48270
cvBf = 0.69	E[B 2004 / Bmsy]	0.7836	0.8055	0.8301
median Bfin = 62019	P[Bfin<0.2K]	0.17	0.28	0.33
cv(Bfin/K) = 0.709	P[Bfin>MSYL]	0.31	0.45	0.52
cv(Bfin/Bmsy) = 0.708	P[Bfin>Bcur]	0.62	0.62	0.62
median Bfin/Bmsy = 1.0481	P[Ffin<Fcur]	0.62	0.62	0.62
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0204				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4790				
median Bfin/K = 0.4545				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.6653				

policy 9: tac = 12000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	11730	11000	10280
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	45840	45110	45300
cvBf = 0.732	E[B 2004 / Bmsy]	0.7642	0.7681	0.7819
median Bfin = 58756	P[Bfin<0.2K]	0.19	0.30	0.36
cv(Bfin/K) = 0.752	P[Bfin>MSYL]	0.29	0.42	0.49
cv(Bfin/Bmsy) = 0.75	P[Bfin>Bcur]	0.58	0.58	0.58
median Bfin/Bmsy = 0.9784	P[Ffin<Fcur]	0.56	0.57	0.58
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0203				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4533				
median Bfin/K = 0.4226				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.6531				

Table 24. Continued.

policy 10:HR(MSY)	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.2	E[cat/yr]	11020	11720	12170
median K = 139390	E[B 2004 in kt]	54240	58650	60580
cvBf = 0.184	E[B 2004 / Bmsy]	0.8849	0.9531	0.9815
median Bfin = 60227	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.117	P[Bfin>MSYL]	0.11	0.11	0.11
cv(Bfin/Bmsy) = 0.028	P[Bfin>Bcur]	0.89	0.89	0.89
median Bfin/Bmsy = 0.9923	P[Ffin<Fcur]	0.76	0.76	0.76
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9469				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.0000				
median Bfin/K = 0.4383				
80 % lower Bfin/K = 0.3727				
80 % upper Bfin/K = 0.5136				

North Stock: Fletcher-Schaeffer, prior for Bmsy/K centered at 0.6

Prior CV on B0/K = 0.25

Prior var on r = 0.0287

Prior var on n = 0.141

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 0	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	0	0	0
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	98370	120200	124200
cvBf = 0.221	E[B 2004 / Bmsy]	1.584	1.901	1.956
median Bfin = 125754	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.012	P[Bfin>MSYL]	0.98	1.00	1.00
cv(Bfin/Bmsy) = 0.113	P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
median Bfin/Bmsy = 1.9440	P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.7006				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.2108				
median Bfin/K = 0.9993				
80 % lower Bfin/K = 0.9826				
80 % upper Bfin/K = 1.0000				

policy 2: tac = 4000

cvK = 0.234
median K = 125943
cvBf = 0.211
median Bfin = 114813
cv(Bfin/K) = 0.074
cv(Bfin/Bmsy) = 0.118
median Bfin/Bmsy = 1.7630
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.5788
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.9897
median Bfin/K = 0.9154
80 % lower Bfin/K = 0.8553
80 % upper Bfin/K = 0.9436

Time Horizon	5 year	10 year	15 year
E[cat/yr]	3995	3993	3991
E[B 2004 in kt]	81330	104800	112300
E[B 2004 / Bmsy]	1.316	1.669	1.773
P[Bfin<0.2K]	0.01	0.00	0.00
P[Bfin>MSYL]	0.84	0.99	1.00
P[Bfin>Bcur]	1.00	1.00	1.00
P[Ffin<Fcur]	1.00	1.00	1.00
E[T(MSYL) recov]	3.41	3.41	3.41

policy 3: tac = 6000

cvK = 0.234
median K = 125943
cvBf = 0.236
median Bfin = 105868
cv(Bfin/K) = 0.16
cv(Bfin/Bmsy) = 0.177
median Bfin/Bmsy = 1.6488
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.4684
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8679
median Bfin/K = 0.8617
80 % lower Bfin/K = 0.7456
80 % upper Bfin/K = 0.9088

Time Horizon	5 year	10 year	15 year
E[cat/yr]	5982	5963	5948
E[B 2004 in kt]	71410	93150	102500
E[B 2004 / Bmsy]	1.158	1.494	1.627
P[Bfin<0.2K]	0.02	0.02	0.02
P[Bfin>MSYL]	0.68	0.93	0.97
P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
P[Ffin<Fcur]	0.99	0.99	0.98

policy 4: tac = 8000

cvK = 0.234
median K = 125943
cvBf = 0.345
median Bfin = 93187
cv(Bfin/K) = 0.321
cv(Bfin/Bmsy) = 0.327
median Bfin/Bmsy = 1.5105
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.7932
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.7232
median Bfin/K = 0.7830
80 % lower Bfin/K = 0.4112
80 % upper Bfin/K = 0.8634

Time Horizon	5 year	10 year	15 year
E[cat/yr]	7926	7788	7689
E[B 2004 in kt]	60540	76860	86360
E[B 2004 / Bmsy]	0.9831	1.243	1.383
P[Bfin<0.2K]	0.07	0.07	0.07
P[Bfin>MSYL]	0.51	0.80	0.88
P[Bfin>Bcur]	0.92	0.92	0.92
P[Ffin<Fcur]	0.95	0.93	0.93

Table 24. Continued.

policy 5: tac = 9000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	8845	8596	8399
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	54830	67050	74990
cvBf = 0.446	E[B 2004 / Bmsy]	0.8907	1.092	1.213
median Bfin = 84179	P[Bfin<0.2K]	0.10	0.13	0.14
cv(Bfin/K) = 0.439	P[Bfin>MSYL]	0.43	0.67	0.79
cv(Bfin/Bmsy) = 0.44	P[Bfin>Bcur]	0.85	0.85	0.85
median Bfin/Bmsy = 1.4306	P[Ffin<Fcur]	0.91	0.88	0.86
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0198				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6463				
median Bfin/K = 0.7235				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.8372				

policy 6: tac = 10000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	9707	9271	8893
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	49000	56310	61730
cvBf = 0.58	E[B 2004 / Bmsy]	0.7959	0.925	1.012
median Bfin = 73486	P[Bfin<0.2K]	0.16	0.21	0.23
cv(Bfin/K) = 0.584	P[Bfin>MSYL]	0.34	0.54	0.64
cv(Bfin/Bmsy) = 0.584	P[Bfin>Bcur]	0.74	0.74	0.74
median Bfin/Bmsy = 1.2950	P[Ffin<Fcur]	0.82	0.78	0.76
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0184				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.5591				
median Bfin/K = 0.6328				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.8045				

policy 7: tac = 10700

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	10290	9642	9066
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	44900	48440	51670
cvBf = 0.702	E[B 2004 / Bmsy]	0.7291	0.8013	0.8574
median Bfin = 65199	P[Bfin<0.2K]	0.21	0.28	0.32
cv(Bfin/K) = 0.716	P[Bfin>MSYL]	0.28	0.46	0.54
cv(Bfin/Bmsy) = 0.714	P[Bfin>Bcur]	0.64	0.64	0.64
median Bfin/Bmsy = 1.1066	P[Ffin<Fcur]	0.72	0.67	0.65
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0177				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4927				
median Bfin/K = 0.5477				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.7772				

policy 8: tac = 11800

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	11130	9964	9014
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	38420	36440	36470
cvBf = 0.944	E[B 2004 / Bmsy]	0.6234	0.61	0.621
median Bfin = 37426	P[Bfin<0.2K]	0.29	0.42	0.48
cv(Bfin/K) = 0.966	P[Bfin>MSYL]	0.18	0.31	0.39
cv(Bfin/Bmsy) = 0.96	P[Bfin>Bcur]	0.47	0.47	0.47
median Bfin/Bmsy = 0.5320	P[Ffin<Fcur]	0.47	0.47	0.47
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0173				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.3890				
median Bfin/K = 0.2723				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.7174				

policy 9: tac = 12000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	11270	9991	8971
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	37240	34380	33910
cvBf = 0.993	E[B 2004 / Bmsy]	0.6042	0.5769	0.5802
median Bfin = 24950	P[Bfin<0.2K]	0.31	0.45	0.51
cv(Bfin/K) = 1.015	P[Bfin>MSYL]	0.16	0.29	0.35
cv(Bfin/Bmsy) = 1.009	P[Bfin>Bcur]	0.44	0.44	0.44
median Bfin/Bmsy = 0.3325	P[Ffin<Fcur]	0.42	0.44	0.44
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0173				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.3685				
median Bfin/K = 0.1718				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.7050				

policy 10:HR(MSY)

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.234	E[cat/yr]	10040	10990	11640
median K = 125943	E[B 2004 in kt]	51840	58130	61240
cvBf = 0.194	E[B 2004 / Bmsy]	0.8237	0.9207	0.9664
median Bfin = 61693	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.106	P[Bfin>MSYL]	0.05	0.05	0.05
cv(Bfin/Bmsy) = 0.05	P[Bfin>Bcur]	0.95	0.95	0.95
median Bfin/Bmsy = 0.9836	P[Ffin<Fcur]	0.87	0.87	0.87
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9156				
80 % upper Bfin/Bmsy = 0.9994				
median Bfin/K = 0.4911				
80 % lower Bfin/K = 0.4356				
80 % upper Bfin/K = 0.5685				

Table 25a. age 5+ male and 9+ female random recruitment

SSB at F 0.1					SSB at F20%					SSB at F30%				
catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
0	2000	0.24	0.27	0.29	0	2000	0.40	0.44	0.48	0	2000	0.24	0.27	0.29
0	2001	0.40	0.44	0.49	0	2001	0.66	0.72	0.80	0	2001	0.40	0.44	0.49
0	2002	0.61	0.69	0.76	0	2002	1.01	1.14	1.27	0	2002	0.61	0.69	0.76
0	2003	0.80	0.92	1.02	0	2003	1.30	1.51	1.68	0	2003	0.80	0.92	1.02
0	2004	0.96	1.11	1.25	0	2004	1.59	1.83	2.04	0	2004	0.96	1.11	1.25
0	2005	1.15	1.30	1.45	0	2005	1.88	2.14	2.39	0	2005	1.15	1.30	1.45
0	2006	1.33	1.48	1.65	0	2006	2.20	2.45	2.73	0	2006	1.33	1.48	1.65
0	2007	1.54	1.69	1.87	0	2007	2.54	2.77	3.08	0	2007	1.54	1.69	1.87
0	2008	1.71	1.85	2.06	0	2008	2.82	3.05	3.35	0	2008	1.71	1.85	2.06
0	2009	1.85	2.01	2.22	0	2009	3.06	3.30	3.63	0	2009	1.85	2.01	2.22
0	2010	1.98	2.15	2.35	0	2010	3.29	3.52	3.87	0	2010	1.98	2.15	2.35
0	2011	2.11	2.27	2.48	0	2011	3.49	3.74	4.06	0	2011	2.11	2.27	2.48
0	2012	2.23	2.38	2.60	0	2012	3.68	3.92	4.26	0	2012	2.23	2.38	2.60
0	2013	2.32	2.48	2.69	0	2013	3.84	4.08	4.38	0	2013	2.32	2.48	2.69
0	2014	2.40	2.56	2.77	0	2014	3.97	4.21	4.51	0	2014	2.40	2.56	2.77
0	2015	2.48	2.65	2.85	0	2015	4.10	4.35	4.61	0	2015	2.48	2.65	2.85
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
6,000	2000	0.24	0.27	0.29	6,000	2000	0.40	0.44	0.48	6,000	2000	0.24	0.27	0.29
6,000	2001	0.35	0.39	0.43	6,000	2001	0.57	0.63	0.71	6,000	2001	0.35	0.39	0.43
6,000	2002	0.47	0.54	0.61	6,000	2002	0.76	0.89	1.01	6,000	2002	0.47	0.54	0.61
6,000	2003	0.55	0.66	0.75	6,000	2003	0.90	1.08	1.24	6,000	2003	0.55	0.66	0.75
6,000	2004	0.61	0.75	0.87	6,000	2004	1.01	1.23	1.42	6,000	2004	0.61	0.75	0.87
6,000	2005	0.70	0.84	0.97	6,000	2005	1.14	1.37	1.60	6,000	2005	0.70	0.84	0.97
6,000	2006	0.80	0.93	1.09	6,000	2006	1.32	1.54	1.80	6,000	2006	0.80	0.93	1.09
6,000	2007	0.90	1.04	1.21	6,000	2007	1.51	1.71	2.00	6,000	2007	0.90	1.04	1.21
6,000	2008	1.01	1.13	1.32	6,000	2008	1.66	1.87	2.18	6,000	2008	1.01	1.13	1.32
6,000	2009	1.09	1.23	1.42	6,000	2009	1.79	2.02	2.32	6,000	2009	1.09	1.23	1.42
6,000	2010	1.16	1.32	1.51	6,000	2010	1.94	2.16	2.48	6,000	2010	1.16	1.32	1.51
6,000	2011	1.25	1.40	1.59	6,000	2011	2.06	2.29	2.62	6,000	2011	1.25	1.40	1.59
6,000	2012	1.32	1.46	1.66	6,000	2012	2.19	2.41	2.72	6,000	2012	1.32	1.46	1.66
6,000	2013	1.38	1.52	1.72	6,000	2013	2.28	2.51	2.81	6,000	2013	1.38	1.52	1.72
6,000	2014	1.44	1.59	1.77	6,000	2014	2.37	2.60	2.88	6,000	2014	1.44	1.59	1.77
6,000	2015	1.49	1.64	1.82	6,000	2015	2.47	2.71	2.97	6,000	2015	1.49	1.64	1.82
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
8,000	2000	0.24	0.27	0.29	8,000	2000	0.40	0.44	0.48	8,000	2000	0.24	0.27	0.29
8,000	2001	0.33	0.37	0.41	8,000	2001	0.54	0.60	0.68	8,000	2001	0.33	0.37	0.41
8,000	2002	0.42	0.49	0.56	8,000	2002	0.68	0.81	0.93	8,000	2002	0.42	0.49	0.56
8,000	2003	0.47	0.57	0.67	8,000	2003	0.77	0.95	1.10	8,000	2003	0.47	0.57	0.67
8,000	2004	0.51	0.63	0.74	8,000	2004	0.83	1.04	1.23	8,000	2004	0.51	0.63	0.74
8,000	2005	0.57	0.69	0.82	8,000	2005	0.93	1.14	1.35	8,000	2005	0.57	0.69	0.82
8,000	2006	0.63	0.76	0.91	8,000	2006	1.05	1.25	1.51	8,000	2006	0.63	0.76	0.91
8,000	2007	0.71	0.84	1.00	8,000	2007	1.18	1.38	1.65	8,000	2007	0.71	0.84	1.00
8,000	2008	0.79	0.91	1.09	8,000	2008	1.29	1.49	1.78	8,000	2008	0.79	0.91	1.09
8,000	2009	0.85	0.98	1.16	8,000	2009	1.39	1.61	1.91	8,000	2009	0.85	0.98	1.16
8,000	2010	0.90	1.04	1.24	8,000	2010	1.50	1.72	2.02	8,000	2010	0.90	1.04	1.24
8,000	2011	0.97	1.11	1.31	8,000	2011	1.59	1.82	2.14	8,000	2011	0.97	1.11	1.31
8,000	2012	1.02	1.16	1.36	8,000	2012	1.69	1.91	2.23	8,000	2012	1.02	1.16	1.36
8,000	2013	1.07	1.21	1.40	8,000	2013	1.76	1.99	2.29	8,000	2013	1.07	1.21	1.40
8,000	2014	1.11	1.26	1.44	8,000	2014	1.83	2.07	2.35	8,000	2014	1.11	1.26	1.44
8,000	2015	1.16	1.31	1.48	8,000	2015	1.92	2.15	2.42	8,000	2015	1.16	1.31	1.48

Table 25a. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
9,000	2000	0.24	0.27	0.29	9,000	2000	0.40	0.44	0.48	9,000	2000	0.24	0.27	0.29
9,000	2001	0.32	0.36	0.40	9,000	2001	0.53	0.59	0.66	9,000	2001	0.32	0.36	0.40
9,000	2002	0.40	0.47	0.54	9,000	2002	0.65	0.77	0.89	9,000	2002	0.40	0.47	0.54
9,000	2003	0.43	0.53	0.63	9,000	2003	0.71	0.88	1.03	9,000	2003	0.43	0.53	0.63
9,000	2004	0.45	0.58	0.68	9,000	2004	0.75	0.94	1.13	9,000	2004	0.45	0.58	0.68
9,000	2005	0.50	0.62	0.74	9,000	2005	0.82	1.02	1.24	9,000	2005	0.50	0.62	0.74
9,000	2006	0.55	0.67	0.83	9,000	2006	0.92	1.12	1.36	9,000	2006	0.55	0.67	0.83
9,000	2007	0.61	0.74	0.90	9,000	2007	1.02	1.22	1.48	9,000	2007	0.61	0.74	0.90
9,000	2008	0.68	0.80	0.98	9,000	2008	1.11	1.31	1.60	9,000	2008	0.68	0.80	0.98
9,000	2009	0.72	0.86	1.03	9,000	2009	1.19	1.41	1.71	9,000	2009	0.72	0.86	1.03
9,000	2010	0.77	0.92	1.10	9,000	2010	1.28	1.50	1.80	9,000	2010	0.77	0.92	1.10
9,000	2011	0.83	0.97	1.16	9,000	2011	1.37	1.58	1.91	9,000	2011	0.83	0.97	1.16
9,000	2012	0.88	1.01	1.20	9,000	2012	1.45	1.66	1.98	9,000	2012	0.88	1.01	1.20
9,000	2013	0.90	1.06	1.24	9,000	2013	1.51	1.74	2.04	9,000	2013	0.90	1.06	1.24
9,000	2014	0.95	1.10	1.27	9,000	2014	1.56	1.81	2.09	9,000	2014	0.95	1.10	1.27
9,000	2015	0.99	1.14	1.31	9,000	2015	1.64	1.88	2.15	9,000	2015	0.99	1.14	1.31
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
10,000	2000	0.24	0.27	0.29	10,000	2000	0.40	0.44	0.48	10,000	2000	0.24	0.27	0.29
10,000	2001	0.31	0.35	0.39	10,000	2001	0.51	0.57	0.65	10,000	2001	0.31	0.35	0.39
10,000	2002	0.38	0.45	0.51	10,000	2002	0.61	0.73	0.85	10,000	2002	0.38	0.45	0.51
10,000	2003	0.39	0.49	0.59	10,000	2003	0.65	0.82	0.96	10,000	2003	0.39	0.49	0.59
10,000	2004	0.40	0.52	0.63	10,000	2004	0.67	0.85	1.04	10,000	2004	0.40	0.52	0.63
10,000	2005	0.44	0.56	0.67	10,000	2005	0.72	0.91	1.12	10,000	2005	0.44	0.56	0.67
10,000	2006	0.48	0.59	0.75	10,000	2006	0.79	0.98	1.22	10,000	2006	0.48	0.59	0.75
10,000	2007	0.52	0.65	0.81	10,000	2007	0.87	1.06	1.32	10,000	2007	0.52	0.65	0.81
10,000	2008	0.57	0.69	0.86	10,000	2008	0.94	1.14	1.41	10,000	2008	0.57	0.69	0.86
10,000	2009	0.61	0.74	0.91	10,000	2009	1.00	1.21	1.50	10,000	2009	0.61	0.74	0.91
10,000	2010	0.64	0.79	0.97	10,000	2010	1.07	1.28	1.58	10,000	2010	0.64	0.79	0.97
10,000	2011	0.69	0.83	1.01	10,000	2011	1.14	1.35	1.67	10,000	2011	0.69	0.83	1.01
10,000	2012	0.73	0.86	1.06	10,000	2012	1.21	1.42	1.73	10,000	2012	0.73	0.86	1.06
10,000	2013	0.75	0.90	1.08	10,000	2013	1.25	1.48	1.78	10,000	2013	0.75	0.90	1.08
10,000	2014	0.79	0.94	1.10	10,000	2014	1.30	1.54	1.83	10,000	2014	0.79	0.94	1.10
10,000	2015	0.82	0.97	1.14	10,000	2015	1.36	1.60	1.88	10,000	2015	0.82	0.97	1.14
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	10,700	1999	0.21	0.24	0.26
10,700	2000	0.24	0.27	0.29	10,700	2000	0.40	0.44	0.48	10,700	2000	0.24	0.27	0.29
10,700	2001	0.31	0.34	0.39	10,700	2001	0.50	0.56	0.64	10,700	2001	0.31	0.34	0.39
10,700	2002	0.36	0.43	0.50	10,700	2002	0.59	0.71	0.83	10,700	2002	0.36	0.43	0.50
10,700	2003	0.37	0.47	0.56	10,700	2003	0.61	0.77	0.92	10,700	2003	0.37	0.47	0.56
10,700	2004	0.37	0.49	0.59	10,700	2004	0.61	0.79	0.97	10,700	2004	0.37	0.49	0.59
10,700	2005	0.39	0.51	0.62	10,700	2005	0.65	0.84	1.03	10,700	2005	0.39	0.51	0.62
10,700	2006	0.42	0.54	0.69	10,700	2006	0.70	0.89	1.13	10,700	2006	0.42	0.54	0.69
10,700	2007	0.46	0.58	0.74	10,700	2007	0.76	0.96	1.20	10,700	2007	0.46	0.58	0.74
10,700	2008	0.50	0.62	0.79	10,700	2008	0.82	1.01	1.29	10,700	2008	0.50	0.62	0.79
10,700	2009	0.53	0.65	0.83	10,700	2009	0.87	1.08	1.36	10,700	2009	0.53	0.65	0.83
10,700	2010	0.55	0.70	0.87	10,700	2010	0.93	1.14	1.43	10,700	2010	0.55	0.70	0.87
10,700	2011	0.60	0.73	0.92	10,700	2011	0.99	1.19	1.50	10,700	2011	0.60	0.73	0.92
10,700	2012	0.63	0.76	0.95	10,700	2012	1.04	1.25	1.55	10,700	2012	0.63	0.76	0.95
10,700	2013	0.65	0.79	0.97	10,700	2013	1.08	1.30	1.60	10,700	2013	0.65	0.79	0.97
10,700	2014	0.67	0.83	0.99	10,700	2014	1.11	1.35	1.64	10,700	2014	0.67	0.83	0.99
10,700	2015	0.71	0.86	1.02	10,700	2015	1.17	1.41	1.68	10,700	2015	0.71	0.86	1.02

Table 25a. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
11,770	2000	0.24	0.27	0.29	11,770	2000	0.40	0.44	0.48	11,770	2000	0.24	0.27	0.29
11,770	2001	0.30	0.33	0.38	11,770	2001	0.49	0.55	0.62	11,770	2001	0.30	0.33	0.38
11,770	2002	0.34	0.41	0.47	11,770	2002	0.55	0.67	0.78	11,770	2002	0.34	0.41	0.47
11,770	2003	0.33	0.43	0.51	11,770	2003	0.55	0.71	0.85	11,770	2003	0.33	0.43	0.51
11,770	2004	0.32	0.43	0.54	11,770	2004	0.53	0.70	0.88	11,770	2004	0.32	0.43	0.54
11,770	2005	0.33	0.44	0.55	11,770	2005	0.54	0.73	0.91	11,770	2005	0.33	0.44	0.55
11,770	2006	0.34	0.46	0.60	11,770	2006	0.57	0.75	0.98	11,770	2006	0.34	0.46	0.60
11,770	2007	0.37	0.48	0.63	11,770	2007	0.61	0.80	1.04	11,770	2007	0.37	0.48	0.63
11,770	2008	0.39	0.51	0.67	11,770	2008	0.64	0.83	1.09	11,770	2008	0.39	0.51	0.67
11,770	2009	0.41	0.53	0.70	11,770	2009	0.68	0.88	1.15	11,770	2009	0.41	0.53	0.70
11,770	2010	0.43	0.56	0.73	11,770	2010	0.71	0.92	1.20	11,770	2010	0.43	0.56	0.73
11,770	2011	0.46	0.58	0.77	11,770	2011	0.75	0.96	1.25	11,770	2011	0.46	0.58	0.77
11,770	2012	0.48	0.61	0.78	11,770	2012	0.78	1.00	1.28	11,770	2012	0.48	0.61	0.78
11,770	2013	0.49	0.63	0.80	11,770	2013	0.81	1.03	1.33	11,770	2013	0.49	0.63	0.80
11,770	2014	0.50	0.65	0.82	11,770	2014	0.82	1.06	1.34	11,770	2014	0.50	0.65	0.82
11,770	2015	0.53	0.68	0.84	11,770	2015	0.87	1.11	1.39	11,770	2015	0.53	0.68	0.84
11,770	1999	0.21	0.24	0.26	11,770	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
12,000	2000	0.24	0.27	0.29	12,000	2000	0.40	0.44	0.48	12,000	2000	0.24	0.27	0.29
12,000	2001	0.29	0.33	0.38	12,000	2001	0.49	0.55	0.62	12,000	2001	0.29	0.33	0.38
12,000	2002	0.33	0.40	0.47	12,000	2002	0.54	0.66	0.78	12,000	2002	0.33	0.40	0.47
12,000	2003	0.33	0.42	0.51	12,000	2003	0.53	0.69	0.84	12,000	2003	0.33	0.42	0.51
12,000	2004	0.31	0.42	0.52	12,000	2004	0.52	0.69	0.86	12,000	2004	0.31	0.42	0.52
12,000	2005	0.32	0.43	0.54	12,000	2005	0.52	0.70	0.89	12,000	2005	0.32	0.43	0.54
12,000	2006	0.33	0.44	0.58	12,000	2006	0.55	0.73	0.95	12,000	2006	0.33	0.44	0.58
12,000	2007	0.35	0.46	0.61	12,000	2007	0.58	0.77	1.00	12,000	2007	0.35	0.46	0.61
12,000	2008	0.37	0.48	0.64	12,000	2008	0.61	0.79	1.05	12,000	2008	0.37	0.48	0.64
12,000	2009	0.39	0.51	0.67	12,000	2009	0.63	0.84	1.10	12,000	2009	0.39	0.51	0.67
12,000	2010	0.40	0.53	0.71	12,000	2010	0.67	0.87	1.15	12,000	2010	0.40	0.53	0.71
12,000	2011	0.43	0.55	0.74	12,000	2011	0.71	0.91	1.20	12,000	2011	0.43	0.55	0.74
12,000	2012	0.44	0.57	0.75	12,000	2012	0.72	0.94	1.22	12,000	2012	0.44	0.57	0.75
12,000	2013	0.45	0.59	0.76	12,000	2013	0.75	0.97	1.27	12,000	2013	0.45	0.59	0.76
12,000	2014	0.47	0.61	0.79	12,000	2014	0.76	1.00	1.28	12,000	2014	0.47	0.61	0.79
12,000	2015	0.49	0.64	0.80	12,000	2015	0.80	1.05	1.33	12,000	2015	0.49	0.64	0.80
14,000	1999	0.21	0.24	0.26	14,000	1999	0.36	0.39	0.42	11,770	1999	0.21	0.24	0.26
14,000	2000	0.24	0.27	0.29	14,000	2000	0.40	0.44	0.48	14,000	2000	0.24	0.27	0.29
14,000	2001	0.28	0.31	0.36	14,000	2001	0.46	0.52	0.59	14,000	2001	0.28	0.31	0.36
14,000	2002	0.29	0.36	0.42	14,000	2002	0.48	0.58	0.70	14,000	2002	0.29	0.36	0.42
14,000	2003	0.26	0.35	0.43	14,000	2003	0.43	0.57	0.71	14,000	2003	0.26	0.35	0.43
14,000	2004	0.23	0.32	0.42	14,000	2004	0.37	0.53	0.70	14,000	2004	0.23	0.32	0.42
14,000	2005	0.21	0.31	0.41	14,000	2005	0.35	0.51	0.68	14,000	2005	0.21	0.31	0.41
14,000	2006	0.20	0.30	0.42	14,000	2006	0.33	0.49	0.70	14,000	2006	0.20	0.30	0.42
14,000	2007	0.19	0.30	0.43	14,000	2007	0.32	0.49	0.71	14,000	2007	0.19	0.30	0.43
14,000	2008	0.19	0.30	0.44	14,000	2008	0.30	0.48	0.71	14,000	2008	0.19	0.30	0.44
14,000	2009	0.17	0.29	0.44	14,000	2009	0.27	0.49	0.71	14,000	2009	0.17	0.29	0.44
14,000	2010	0.14	0.29	0.45	14,000	2010	0.24	0.48	0.74	14,000	2010	0.14	0.29	0.45
14,000	2011	0.12	0.29	0.46	14,000	2011	0.20	0.48	0.74	14,000	2011	0.12	0.29	0.46
14,000	2012	0.09	0.29	0.45	14,000	2012	0.14	0.49	0.73	14,000	2012	0.09	0.29	0.45
14,000	2013	0.04	0.29	0.46	14,000	2013	0.07	0.47	0.76	14,000	2013	0.04	0.29	0.46
14,000	2014	0.01	0.29	0.46	14,000	2014	0.02	0.48	0.75	14,000	2014	0.01	0.29	0.46
14,000	2015	0.00	0.30	0.47	14,000	2015	0.00	0.49	0.78	14,000	2015	0.00	0.30	0.47

Table 25a. Continued.

SSB at F40%					SSB at Fmax				
catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
0	2000	0.20	0.22	0.24	0	2000	0.60	0.66	0.73
0	2001	0.33	0.36	0.40	0	2001	0.99	1.09	1.22
0	2002	0.51	0.57	0.64	0	2002	1.49	1.72	1.92
0	2003	0.65	0.76	0.85	0	2003	1.92	2.27	2.57
0	2004	0.80	0.92	1.02	0	2004	2.34	2.75	3.11
0	2005	0.95	1.08	1.20	0	2005	2.81	3.23	3.65
0	2006	1.11	1.23	1.37	0	2006	3.26	3.68	4.10
0	2007	1.28	1.39	1.55	0	2007	3.76	4.19	4.66
0	2008	1.42	1.53	1.69	0	2008	4.17	4.61	5.11
0	2009	1.54	1.65	1.82	0	2009	4.53	5.02	5.54
0	2010	1.65	1.77	1.94	0	2010	4.88	5.35	5.88
0	2011	1.76	1.87	2.04	0	2011	5.19	5.65	6.17
0	2012	1.85	1.97	2.13	0	2012	5.46	5.94	6.46
0	2013	1.93	2.04	2.20	0	2013	5.69	6.16	6.69
0	2014	1.99	2.12	2.26	0	2014	5.90	6.35	6.87
0	2015	2.05	2.18	2.31	0	2015	6.08	6.55	7.04
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
6,000	2000	0.20	0.22	0.24	6,000	2000	0.60	0.66	0.73
6,000	2001	0.29	0.32	0.36	6,000	2001	0.86	0.95	1.08
6,000	2002	0.38	0.45	0.51	6,000	2002	1.14	1.35	1.54
6,000	2003	0.45	0.54	0.62	6,000	2003	1.33	1.63	1.90
6,000	2004	0.51	0.62	0.71	6,000	2004	1.51	1.84	2.16
6,000	2005	0.58	0.69	0.80	6,000	2005	1.71	2.08	2.45
6,000	2006	0.66	0.77	0.90	6,000	2006	1.96	2.32	2.72
6,000	2007	0.76	0.86	1.00	6,000	2007	2.22	2.60	3.01
6,000	2008	0.84	0.94	1.09	6,000	2008	2.46	2.82	3.31
6,000	2009	0.90	1.01	1.17	6,000	2009	2.67	3.06	3.54
6,000	2010	0.97	1.08	1.24	6,000	2010	2.86	3.28	3.77
6,000	2011	1.04	1.15	1.31	6,000	2011	3.04	3.46	3.97
6,000	2012	1.10	1.21	1.36	6,000	2012	3.24	3.64	4.15
6,000	2013	1.15	1.26	1.41	6,000	2013	3.39	3.78	4.30
6,000	2014	1.19	1.31	1.45	6,000	2014	3.51	3.92	4.40
6,000	2015	1.24	1.36	1.49	6,000	2015	3.65	4.06	4.53
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
8,000	2000	0.20	0.22	0.24	8,000	2000	0.60	0.66	0.73
8,000	2001	0.27	0.30	0.34	8,000	2001	0.81	0.91	1.03
8,000	2002	0.34	0.41	0.47	8,000	2002	1.02	1.23	1.41
8,000	2003	0.39	0.48	0.55	8,000	2003	1.14	1.43	1.68
8,000	2004	0.42	0.52	0.61	8,000	2004	1.25	1.56	1.86
8,000	2005	0.47	0.57	0.68	8,000	2005	1.38	1.72	2.07
8,000	2006	0.53	0.63	0.75	8,000	2006	1.56	1.88	2.27
8,000	2007	0.59	0.69	0.83	8,000	2007	1.75	2.10	2.50
8,000	2008	0.65	0.75	0.90	8,000	2008	1.92	2.26	2.73
8,000	2009	0.70	0.81	0.96	8,000	2009	2.06	2.44	2.88
8,000	2010	0.75	0.86	1.02	8,000	2010	2.21	2.62	3.10
8,000	2011	0.80	0.91	1.07	8,000	2011	2.35	2.76	3.26
8,000	2012	0.85	0.96	1.11	8,000	2012	2.53	2.89	3.39
8,000	2013	0.89	1.00	1.15	8,000	2013	2.62	3.01	3.48
8,000	2014	0.92	1.04	1.18	8,000	2014	2.71	3.12	3.56
8,000	2015	0.96	1.08	1.22	8,000	2015	2.85	3.23	3.67

Table 25a. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
9,000	2000	0.20	0.22	0.24	9,000	2000	0.60	0.66	0.73
9,000	2001	0.26	0.29	0.33	9,000	2001	0.79	0.89	1.01
9,000	2002	0.32	0.39	0.45	9,000	2002	0.97	1.17	1.35
9,000	2003	0.36	0.44	0.52	9,000	2003	1.06	1.33	1.57
9,000	2004	0.37	0.47	0.56	9,000	2004	1.12	1.43	1.72
9,000	2005	0.41	0.51	0.62	9,000	2005	1.21	1.55	1.88
9,000	2006	0.46	0.56	0.68	9,000	2006	1.36	1.67	2.06
9,000	2007	0.51	0.61	0.75	9,000	2007	1.51	1.85	2.25
9,000	2008	0.56	0.66	0.81	9,000	2008	1.65	1.98	2.44
9,000	2009	0.60	0.71	0.86	9,000	2009	1.77	2.14	2.57
9,000	2010	0.64	0.75	0.90	9,000	2010	1.89	2.29	2.76
9,000	2011	0.69	0.79	0.95	9,000	2011	2.02	2.40	2.89
9,000	2012	0.73	0.83	0.98	9,000	2012	2.17	2.52	3.00
9,000	2013	0.76	0.87	1.02	9,000	2013	2.23	2.62	3.08
9,000	2014	0.78	0.91	1.05	9,000	2014	2.31	2.73	3.15
9,000	2015	0.82	0.94	1.08	9,000	2015	2.44	2.82	3.28
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
10,000	2000	0.20	0.22	0.24	10,000	2000	0.60	0.66	0.73
10,000	2001	0.26	0.29	0.33	10,000	2001	0.77	0.87	0.98
10,000	2002	0.31	0.37	0.43	10,000	2002	0.92	1.11	1.29
10,000	2003	0.33	0.41	0.48	10,000	2003	0.97	1.23	1.47
10,000	2004	0.33	0.43	0.52	10,000	2004	0.99	1.29	1.58
10,000	2005	0.36	0.46	0.56	10,000	2005	1.07	1.38	1.71
10,000	2006	0.39	0.49	0.61	10,000	2006	1.17	1.48	1.86
10,000	2007	0.43	0.53	0.67	10,000	2007	1.29	1.62	2.01
10,000	2008	0.47	0.57	0.71	10,000	2008	1.39	1.71	2.16
10,000	2009	0.50	0.61	0.75	10,000	2009	1.48	1.84	2.27
10,000	2010	0.54	0.64	0.79	10,000	2010	1.58	1.96	2.42
10,000	2011	0.57	0.68	0.83	10,000	2011	1.69	2.06	2.53
10,000	2012	0.61	0.71	0.86	10,000	2012	1.81	2.15	2.63
10,000	2013	0.63	0.74	0.90	10,000	2013	1.85	2.24	2.69
10,000	2014	0.65	0.77	0.92	10,000	2014	1.92	2.33	2.75
10,000	2015	0.68	0.80	0.94	10,000	2015	2.03	2.40	2.86
10,700	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
10,700	2000	0.20	0.22	0.24	10,700	2000	0.60	0.66	0.73
10,700	2001	0.25	0.28	0.32	10,700	2001	0.75	0.85	0.97
10,700	2002	0.29	0.36	0.41	10,700	2002	0.88	1.07	1.25
10,700	2003	0.31	0.39	0.46	10,700	2003	0.91	1.17	1.40
10,700	2004	0.31	0.40	0.49	10,700	2004	0.91	1.20	1.47
10,700	2005	0.33	0.42	0.52	10,700	2005	0.97	1.26	1.58
10,700	2006	0.35	0.45	0.56	10,700	2006	1.04	1.34	1.71
10,700	2007	0.38	0.48	0.61	10,700	2007	1.13	1.45	1.85
10,700	2008	0.41	0.51	0.64	10,700	2008	1.22	1.53	1.97
10,700	2009	0.44	0.54	0.68	10,700	2009	1.28	1.63	2.07
10,700	2010	0.47	0.57	0.72	10,700	2010	1.37	1.73	2.18
10,700	2011	0.49	0.60	0.75	10,700	2011	1.46	1.82	2.29
10,700	2012	0.52	0.63	0.77	10,700	2012	1.55	1.89	2.36
10,700	2013	0.54	0.65	0.81	10,700	2013	1.59	1.97	2.42
10,700	2014	0.56	0.68	0.82	10,700	2014	1.64	2.05	2.46
10,700	2015	0.58	0.71	0.85	10,700	2015	1.74	2.11	2.56

Table 25a. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
11,770	2000	0.20	0.22	0.24	11,770	2000	0.60	0.66	0.73
11,770	2001	0.24	0.27	0.31	11,770	2001	0.73	0.83	0.94
11,770	2002	0.28	0.33	0.39	11,770	2002	0.82	1.01	1.18
11,770	2003	0.27	0.36	0.43	11,770	2003	0.81	1.07	1.29
11,770	2004	0.27	0.35	0.44	11,770	2004	0.79	1.07	1.33
11,770	2005	0.27	0.36	0.46	11,770	2005	0.82	1.09	1.39
11,770	2006	0.29	0.38	0.49	11,770	2006	0.85	1.14	1.49
11,770	2007	0.30	0.40	0.52	11,770	2007	0.91	1.21	1.60
11,770	2008	0.32	0.42	0.55	11,770	2008	0.96	1.26	1.67
11,770	2009	0.34	0.44	0.58	11,770	2009	1.00	1.33	1.75
11,770	2010	0.36	0.46	0.60	11,770	2010	1.05	1.39	1.83
11,770	2011	0.38	0.48	0.62	11,770	2011	1.11	1.45	1.91
11,770	2012	0.39	0.50	0.64	11,770	2012	1.18	1.51	1.95
11,770	2013	0.41	0.52	0.67	11,770	2013	1.19	1.56	2.00
11,770	2014	0.41	0.53	0.67	11,770	2014	1.23	1.62	2.03
11,770	2015	0.43	0.56	0.70	11,770	2015	1.30	1.67	2.09
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
12,000	2000	0.20	0.22	0.24	12,000	2000	0.60	0.66	0.73
12,000	2001	0.24	0.27	0.31	12,000	2001	0.73	0.82	0.94
12,000	2002	0.27	0.33	0.39	12,000	2002	0.81	1.00	1.17
12,000	2003	0.27	0.35	0.42	12,000	2003	0.79	1.04	1.26
12,000	2004	0.26	0.34	0.43	12,000	2004	0.76	1.04	1.30
12,000	2005	0.26	0.35	0.45	12,000	2005	0.78	1.06	1.35
12,000	2006	0.27	0.36	0.48	12,000	2006	0.81	1.10	1.45
12,000	2007	0.29	0.38	0.51	12,000	2007	0.87	1.16	1.55
12,000	2008	0.30	0.40	0.53	12,000	2008	0.91	1.21	1.61
12,000	2009	0.32	0.42	0.55	12,000	2009	0.94	1.27	1.68
12,000	2010	0.33	0.44	0.58	12,000	2010	0.99	1.32	1.75
12,000	2011	0.35	0.46	0.60	12,000	2011	1.04	1.37	1.83
12,000	2012	0.36	0.47	0.61	12,000	2012	1.10	1.43	1.86
12,000	2013	0.38	0.49	0.64	12,000	2013	1.11	1.47	1.91
12,000	2014	0.38	0.50	0.64	12,000	2014	1.14	1.53	1.94
12,000	2015	0.40	0.53	0.67	12,000	2015	1.20	1.58	1.99
11,770	1999	0.18	0.20	0.21	11,770	1999	0.54	0.59	0.64
14,000	2000	0.20	0.22	0.24	14,000	2000	0.60	0.66	0.73
14,000	2001	0.23	0.26	0.29	14,000	2001	0.68	0.78	0.89
14,000	2002	0.24	0.29	0.35	14,000	2002	0.71	0.89	1.05
14,000	2003	0.21	0.29	0.36	14,000	2003	0.64	0.86	1.07
14,000	2004	0.19	0.26	0.35	14,000	2004	0.56	0.80	1.05
14,000	2005	0.17	0.25	0.34	14,000	2005	0.52	0.76	1.03
14,000	2006	0.17	0.25	0.35	14,000	2006	0.50	0.74	1.06
14,000	2007	0.16	0.25	0.36	14,000	2007	0.49	0.74	1.09
14,000	2008	0.15	0.24	0.36	14,000	2008	0.45	0.74	1.08
14,000	2009	0.14	0.24	0.36	14,000	2009	0.41	0.73	1.10
14,000	2010	0.12	0.24	0.37	14,000	2010	0.36	0.73	1.13
14,000	2011	0.10	0.24	0.37	14,000	2011	0.29	0.73	1.14
14,000	2012	0.07	0.24	0.37	14,000	2012	0.21	0.73	1.12
14,000	2013	0.04	0.24	0.38	14,000	2013	0.11	0.71	1.15
14,000	2014	0.01	0.24	0.38	14,000	2014	0.02	0.72	1.15
14,000	2015	0.00	0.25	0.39	14,000	2015	0.01	0.74	1.18

Table 25 b. age 5+ male age 9+ female high recruitment option

SSB at F 0.1					SSB at F20%					SSB at F30%				
catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
0	2000	0.15	0.17	0.18	0	2000	0.25	0.27	0.30	0	2000	0.17	0.18	0.20
0	2001	0.25	0.28	0.31	0	2001	0.41	0.45	0.51	0	2001	0.28	0.30	0.34
0	2002	0.38	0.44	0.49	0	2002	0.63	0.72	0.80	0	2002	0.42	0.48	0.54
0	2003	0.51	0.59	0.66	0	2003	0.83	0.98	1.10	0	2003	0.56	0.65	0.73
0	2004	0.67	0.77	0.85	0	2004	1.10	1.27	1.40	0	2004	0.73	0.85	0.94
0	2005	0.89	0.99	1.07	0	2005	1.46	1.62	1.75	0	2005	0.97	1.08	1.17
0	2006	1.12	1.21	1.28	0	2006	1.84	1.99	2.10	0	2006	1.23	1.32	1.41
0	2007	1.36	1.44	1.51	0	2007	2.23	2.37	2.47	0	2007	1.49	1.58	1.66
0	2008	1.56	1.64	1.71	0	2008	2.57	2.69	2.79	0	2008	1.72	1.80	1.87
0	2009	1.74	1.82	1.88	0	2009	2.87	2.99	3.07	0	2009	1.92	2.00	2.06
0	2010	1.91	1.98	2.04	0	2010	3.15	3.26	3.33	0	2010	2.11	2.17	2.23
0	2011	2.05	2.13	2.19	0	2011	3.40	3.49	3.56	0	2011	2.28	2.33	2.39
0	2012	2.18	2.25	2.32	0	2012	3.63	3.71	3.77	0	2012	2.43	2.47	2.52
0	2013	2.29	2.37	2.43	0	2013	3.82	3.90	3.95	0	2013	2.56	2.60	2.64
0	2014	2.40	2.47	2.53	0	2014	4.00	4.06	4.11	0	2014	2.67	2.71	2.75
0	2015	2.48	2.56	2.62	0	2015	4.15	4.21	4.25	0	2015	2.78	2.81	2.84
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
6,000	2000	0.15	0.17	0.18	6,000	2000	0.25	0.27	0.30	6,000	2000	0.17	0.18	0.20
6,000	2001	0.22	0.24	0.27	6,000	2001	0.36	0.40	0.45	6,000	2001	0.24	0.27	0.30
6,000	2002	0.30	0.35	0.40	6,000	2002	0.49	0.57	0.65	6,000	2002	0.33	0.38	0.44
6,000	2003	0.37	0.44	0.51	6,000	2003	0.61	0.73	0.83	6,000	2003	0.41	0.49	0.56
6,000	2004	0.48	0.56	0.62	6,000	2004	0.78	0.91	1.03	6,000	2004	0.52	0.61	0.69
6,000	2005	0.62	0.70	0.77	6,000	2005	1.02	1.16	1.27	6,000	2005	0.68	0.77	0.85
6,000	2006	0.79	0.86	0.93	6,000	2006	1.30	1.42	1.53	6,000	2006	0.87	0.95	1.02
6,000	2007	0.96	1.03	1.09	6,000	2007	1.58	1.70	1.80	6,000	2007	1.06	1.13	1.20
6,000	2008	1.11	1.18	1.24	6,000	2008	1.83	1.94	2.04	6,000	2008	1.22	1.30	1.36
6,000	2009	1.25	1.32	1.38	6,000	2009	2.06	2.17	2.26	6,000	2009	1.38	1.45	1.51
6,000	2010	1.38	1.45	1.50	6,000	2010	2.28	2.38	2.46	6,000	2010	1.52	1.59	1.65
6,000	2011	1.50	1.56	1.62	6,000	2011	2.47	2.57	2.64	6,000	2011	1.66	1.71	1.77
6,000	2012	1.60	1.67	1.72	6,000	2012	2.66	2.74	2.81	6,000	2012	1.78	1.83	1.88
6,000	2013	1.69	1.76	1.81	6,000	2013	2.82	2.89	2.96	6,000	2013	1.89	1.93	1.98
6,000	2014	1.78	1.85	1.90	6,000	2014	2.96	3.03	3.09	6,000	2014	1.98	2.02	2.07
6,000	2015	1.85	1.92	1.97	6,000	2015	3.09	3.15	3.21	6,000	2015	2.07	2.11	2.15
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
8,000	2000	0.15	0.17	0.18	8,000	2000	0.25	0.27	0.30	8,000	2000	0.17	0.18	0.20
8,000	2001	0.21	0.23	0.26	8,000	2001	0.34	0.38	0.43	8,000	2001	0.23	0.25	0.29
8,000	2002	0.27	0.32	0.37	8,000	2002	0.45	0.53	0.61	8,000	2002	0.30	0.35	0.41
8,000	2003	0.33	0.40	0.46	8,000	2003	0.54	0.65	0.75	8,000	2003	0.36	0.43	0.50
8,000	2004	0.41	0.49	0.56	8,000	2004	0.68	0.80	0.91	8,000	2004	0.45	0.54	0.61
8,000	2005	0.54	0.62	0.68	8,000	2005	0.89	1.01	1.12	8,000	2005	0.59	0.68	0.75
8,000	2006	0.68	0.75	0.82	8,000	2006	1.12	1.24	1.34	8,000	2006	0.75	0.83	0.90
8,000	2007	0.83	0.90	0.96	8,000	2007	1.37	1.48	1.58	8,000	2007	0.91	0.99	1.06
8,000	2008	0.96	1.03	1.09	8,000	2008	1.58	1.70	1.79	8,000	2008	1.06	1.13	1.20
8,000	2009	1.09	1.16	1.21	8,000	2009	1.79	1.90	1.99	8,000	2009	1.20	1.27	1.33
8,000	2010	1.20	1.27	1.32	8,000	2010	1.99	2.09	2.17	8,000	2010	1.33	1.39	1.45
8,000	2011	1.31	1.38	1.43	8,000	2011	2.17	2.26	2.34	8,000	2011	1.45	1.51	1.56
8,000	2012	1.41	1.47	1.52	8,000	2012	2.33	2.41	2.49	8,000	2012	1.56	1.61	1.66
8,000	2013	1.49	1.56	1.61	8,000	2013	2.48	2.56	2.62	8,000	2013	1.66	1.71	1.76
8,000	2014	1.57	1.64	1.69	8,000	2014	2.61	2.69	2.75	8,000	2014	1.75	1.79	1.84
8,000	2015	1.64	1.71	1.76	8,000	2015	2.73	2.80	2.86	8,000	2015	1.83	1.87	1.91
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
9,000	2000	0.15	0.17	0.18	9,000	2000	0.25	0.27	0.30	9,000	2000	0.17	0.18	0.20
9,000	2001	0.20	0.23	0.26	9,000	2001	0.33	0.37	0.42	9,000	2001	0.22	0.25	0.28
9,000	2002	0.26	0.31	0.35	9,000	2002	0.43	0.50	0.58	9,000	2002	0.28	0.34	0.39
9,000	2003	0.31	0.37	0.43	9,000	2003	0.50	0.61	0.71	9,000	2003	0.34	0.41	0.48
9,000	2004	0.38	0.46	0.52	9,000	2004	0.63	0.75	0.85	9,000	2004	0.42	0.50	0.57

Table 25 b. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
9,000	2005	0.50	0.57	0.64	9,000	2005	0.82	0.94	1.05	9,000	2005	0.55	0.63	0.70
9,000	2006	0.63	0.70	0.76	9,000	2006	1.04	1.15	1.25	9,000	2006	0.69	0.77	0.84
9,000	2007	0.77	0.84	0.90	9,000	2007	1.26	1.37	1.47	9,000	2007	0.84	0.92	0.98
9,000	2008	0.89	0.96	1.01	9,000	2008	1.46	1.58	1.67	9,000	2008	0.98	1.05	1.12
9,000	2009	1.01	1.08	1.13	9,000	2009	1.66	1.76	1.85	9,000	2009	1.11	1.18	1.24
9,000	2010	1.12	1.18	1.23	9,000	2010	1.84	1.94	2.03	9,000	2010	1.23	1.30	1.36
9,000	2011	1.22	1.28	1.33	9,000	2011	2.01	2.10	2.18	9,000	2011	1.35	1.40	1.46
9,000	2012	1.31	1.37	1.42	9,000	2012	2.17	2.25	2.33	9,000	2012	1.45	1.50	1.56
9,000	2013	1.39	1.46	1.51	9,000	2013	2.31	2.39	2.46	9,000	2013	1.55	1.59	1.65
9,000	2014	1.47	1.53	1.58	9,000	2014	2.44	2.51	2.58	9,000	2014	1.63	1.68	1.73
9,000	2015	1.53	1.60	1.65	9,000	2015	2.55	2.62	2.69	9,000	2015	1.71	1.75	1.80
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
10,000	2000	0.15	0.17	0.18	10,000	2000	0.25	0.27	0.30	10,000	2000	0.17	0.18	0.20
10,000	2001	0.20	0.22	0.25	10,000	2001	0.33	0.36	0.41	10,000	2001	0.22	0.24	0.28
10,000	2002	0.25	0.29	0.34	10,000	2002	0.41	0.48	0.56	10,000	2002	0.27	0.32	0.37
10,000	2003	0.29	0.35	0.41	10,000	2003	0.47	0.58	0.67	10,000	2003	0.32	0.38	0.45
10,000	2004	0.35	0.42	0.49	10,000	2004	0.58	0.70	0.80	10,000	2004	0.39	0.47	0.53
10,000	2005	0.46	0.53	0.60	10,000	2005	0.75	0.87	0.97	10,000	2005	0.50	0.58	0.65
10,000	2006	0.58	0.65	0.71	10,000	2006	0.95	1.06	1.16	10,000	2006	0.63	0.71	0.78
10,000	2007	0.70	0.77	0.83	10,000	2007	1.16	1.27	1.37	10,000	2007	0.77	0.85	0.91
10,000	2008	0.82	0.89	0.94	10,000	2008	1.34	1.46	1.55	10,000	2008	0.90	0.97	1.04
10,000	2009	0.93	0.99	1.05	10,000	2009	1.53	1.63	1.72	10,000	2009	1.02	1.09	1.15
10,000	2010	1.03	1.10	1.15	10,000	2010	1.70	1.80	1.88	10,000	2010	1.14	1.20	1.26
10,000	2011	1.12	1.19	1.24	10,000	2011	1.86	1.95	2.03	10,000	2011	1.24	1.30	1.36
10,000	2012	1.21	1.27	1.32	10,000	2012	2.00	2.09	2.17	10,000	2012	1.34	1.40	1.45
10,000	2013	1.29	1.35	1.40	10,000	2013	2.14	2.22	2.29	10,000	2013	1.43	1.48	1.53
10,000	2014	1.36	1.42	1.48	10,000	2014	2.26	2.34	2.41	10,000	2014	1.51	1.56	1.61
10,000	2015	1.43	1.49	1.54	10,000	2015	2.37	2.44	2.51	10,000	2015	1.58	1.63	1.68
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
10,700	2000	0.15	0.17	0.18	10,700	2000	0.25	0.27	0.30	10,700	2000	0.17	0.18	0.20
10,700	2001	0.19	0.22	0.25	10,700	2001	0.32	0.36	0.41	10,700	2001	0.21	0.24	0.27
10,700	2002	0.24	0.28	0.33	10,700	2002	0.39	0.47	0.54	10,700	2002	0.26	0.31	0.36
10,700	2003	0.27	0.34	0.39	10,700	2003	0.45	0.55	0.64	10,700	2003	0.30	0.37	0.43
10,700	2004	0.33	0.40	0.47	10,700	2004	0.55	0.66	0.76	10,700	2004	0.37	0.44	0.51
10,700	2005	0.43	0.50	0.56	10,700	2005	0.71	0.82	0.92	10,700	2005	0.47	0.55	0.62
10,700	2006	0.54	0.61	0.67	10,700	2006	0.89	1.00	1.10	10,700	2006	0.60	0.67	0.74
10,700	2007	0.66	0.73	0.79	10,700	2007	1.08	1.20	1.29	10,700	2007	0.72	0.80	0.86
10,700	2008	0.77	0.84	0.89	10,700	2008	1.26	1.37	1.47	10,700	2008	0.84	0.92	0.98
10,700	2009	0.87	0.94	0.99	10,700	2009	1.44	1.54	1.63	10,700	2009	0.96	1.03	1.09
10,700	2010	0.97	1.03	1.08	10,700	2010	1.60	1.69	1.78	10,700	2010	1.07	1.13	1.19
10,700	2011	1.06	1.12	1.17	10,700	2011	1.75	1.84	1.92	10,700	2011	1.17	1.23	1.29
10,700	2012	1.14	1.20	1.25	10,700	2012	1.89	1.98	2.06	10,700	2012	1.26	1.32	1.38
10,700	2013	1.22	1.28	1.33	10,700	2013	2.02	2.10	2.18	10,700	2013	1.35	1.40	1.46
10,700	2014	1.29	1.35	1.40	10,700	2014	2.13	2.21	2.29	10,700	2014	1.43	1.48	1.53
10,700	2015	1.35	1.41	1.46	10,700	2015	2.24	2.32	2.39	10,700	2015	1.50	1.55	1.60
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
11,770	2000	0.15	0.17	0.18	11,770	2000	0.25	0.27	0.30	11,770	2000	0.17	0.18	0.20
11,770	2001	0.19	0.21	0.24	11,770	2001	0.31	0.35	0.40	11,770	2001	0.21	0.23	0.27
11,770	2002	0.23	0.27	0.31	11,770	2002	0.37	0.44	0.52	11,770	2002	0.25	0.30	0.35
11,770	2003	0.25	0.31	0.37	11,770	2003	0.41	0.51	0.60	11,770	2003	0.28	0.34	0.40
11,770	2004	0.30	0.37	0.43	11,770	2004	0.50	0.61	0.70	11,770	2004	0.33	0.41	0.47
11,770	2005	0.39	0.46	0.52	11,770	2005	0.64	0.75	0.85	11,770	2005	0.43	0.50	0.57
11,770	2006	0.49	0.56	0.61	11,770	2006	0.80	0.91	1.01	11,770	2006	0.54	0.61	0.67
11,770	2007	0.60	0.66	0.72	11,770	2007	0.98	1.09	1.18	11,770	2007	0.65	0.73	0.79
11,770	2008	0.69	0.76	0.81	11,770	2008	1.14	1.24	1.34	11,770	2008	0.76	0.83	0.90
11,770	2009	0.79	0.85	0.91	11,770	2009	1.30	1.40	1.49	11,770	2009	0.87	0.93	1.00
11,770	2010	0.88	0.94	0.99	11,770	2010	1.44	1.54	1.63	11,770	2010	0.97	1.03	1.09
11,770	2011	0.96	1.02	1.07	11,770	2011	1.58	1.68	1.76	11,770	2011	1.06	1.12	1.18
11,770	2012	1.04	1.10	1.15	11,770	2012	1.71	1.80	1.88	11,770	2012	1.15	1.20	1.26

Table 25 b. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	2013	1.11	1.17	1.22	11,770	2013	1.83	1.92	2.00	11,770	2013	1.23	1.28	1.34
11,770	2014	1.17	1.24	1.29	11,770	2014	1.94	2.03	2.10	11,770	2014	1.30	1.35	1.41
11,770	2015	1.23	1.30	1.35	11,770	2015	2.04	2.13	2.20	11,770	2015	1.37	1.42	1.47
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
12,000	2000	0.15	0.17	0.18	12,000	2000	0.25	0.27	0.30	12,000	2000	0.17	0.18	0.20
12,000	2001	0.19	0.21	0.24	12,000	2001	0.31	0.35	0.39	12,000	2001	0.21	0.23	0.26
12,000	2002	0.22	0.27	0.31	12,000	2002	0.36	0.44	0.51	12,000	2002	0.24	0.29	0.34
12,000	2003	0.25	0.31	0.36	12,000	2003	0.41	0.50	0.59	12,000	2003	0.27	0.34	0.40
12,000	2004	0.30	0.36	0.42	12,000	2004	0.49	0.60	0.69	12,000	2004	0.33	0.40	0.46
12,000	2005	0.38	0.45	0.51	12,000	2005	0.63	0.74	0.83	12,000	2005	0.42	0.49	0.56
12,000	2006	0.48	0.55	0.60	12,000	2006	0.79	0.89	0.99	12,000	2006	0.52	0.60	0.66
12,000	2007	0.58	0.65	0.70	12,000	2007	0.95	1.06	1.16	12,000	2007	0.64	0.71	0.77
12,000	2008	0.68	0.74	0.80	12,000	2008	1.11	1.22	1.31	12,000	2008	0.74	0.81	0.88
12,000	2009	0.77	0.84	0.89	12,000	2009	1.27	1.37	1.46	12,000	2009	0.85	0.91	0.97
12,000	2010	0.86	0.92	0.97	12,000	2010	1.41	1.51	1.60	12,000	2010	0.95	1.01	1.07
12,000	2011	0.94	1.00	1.05	12,000	2011	1.55	1.64	1.73	12,000	2011	1.04	1.10	1.16
12,000	2012	1.01	1.08	1.12	12,000	2012	1.68	1.77	1.85	12,000	2012	1.12	1.18	1.24
12,000	2013	1.08	1.15	1.20	12,000	2013	1.79	1.88	1.96	12,000	2013	1.20	1.26	1.31
12,000	2014	1.15	1.21	1.26	12,000	2014	1.90	1.99	2.06	12,000	2014	1.27	1.33	1.38
12,000	2015	1.21	1.27	1.32	12,000	2015	2.00	2.08	2.15	12,000	2015	1.34	1.39	1.44
11,770	1999	0.13	0.15	0.16	11,770	1999	0.22	0.24	0.26	11,770	1999	0.15	0.16	0.18
14,000	2000	0.15	0.17	0.18	14,000	2000	0.25	0.27	0.30	14,000	2000	0.17	0.18	0.20
14,000	2001	0.18	0.20	0.23	14,000	2001	0.29	0.33	0.38	14,000	2001	0.19	0.22	0.25
14,000	2002	0.20	0.24	0.28	14,000	2002	0.32	0.40	0.47	14,000	2002	0.22	0.26	0.31
14,000	2003	0.21	0.27	0.32	14,000	2003	0.34	0.44	0.52	14,000	2003	0.23	0.29	0.35
14,000	2004	0.24	0.31	0.36	14,000	2004	0.40	0.50	0.59	14,000	2004	0.27	0.34	0.39
14,000	2005	0.31	0.37	0.43	14,000	2005	0.51	0.61	0.70	14,000	2005	0.34	0.41	0.47
14,000	2006	0.38	0.45	0.50	14,000	2006	0.63	0.73	0.82	14,000	2006	0.42	0.49	0.55
14,000	2007	0.46	0.53	0.58	14,000	2007	0.76	0.86	0.95	14,000	2007	0.51	0.58	0.64
14,000	2008	0.54	0.60	0.66	14,000	2008	0.88	0.99	1.08	14,000	2008	0.59	0.66	0.72
14,000	2009	0.61	0.68	0.73	14,000	2009	1.01	1.11	1.20	14,000	2009	0.68	0.74	0.80
14,000	2010	0.69	0.75	0.80	14,000	2010	1.13	1.23	1.31	14,000	2010	0.76	0.82	0.88
14,000	2011	0.75	0.82	0.87	14,000	2011	1.24	1.34	1.42	14,000	2011	0.83	0.89	0.95
14,000	2012	0.82	0.88	0.93	14,000	2012	1.35	1.44	1.53	14,000	2012	0.90	0.96	1.02
14,000	2013	0.88	0.94	0.99	14,000	2013	1.45	1.54	1.62	14,000	2013	0.97	1.03	1.09
14,000	2014	0.93	1.00	1.05	14,000	2014	1.54	1.63	1.72	14,000	2014	1.03	1.09	1.15
14,000	2015	0.98	1.05	1.10	14,000	2015	1.63	1.72	1.80	14,000	2015	1.09	1.15	1.20
SSB at F40%					SSB at Fmax									
catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%					
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40					
0	2000	0.13	0.14	0.15	0	2000	0.37	0.41	0.46					
0	2001	0.21	0.23	0.25	0	2001	0.62	0.69	0.77					
0	2002	0.32	0.36	0.40	0	2002	0.93	1.08	1.22					
0	2003	0.42	0.49	0.55	0	2003	1.24	1.47	1.67					
0	2004	0.55	0.64	0.70	0	2004	1.63	1.91	2.13					
0	2005	0.73	0.81	0.88	0	2005	2.16	2.44	2.67					
0	2006	0.92	1.00	1.06	0	2006	2.73	3.00	3.23					
0	2007	1.12	1.19	1.24	0	2007	3.31	3.57	3.81					
0	2008	1.29	1.35	1.40	0	2008	3.80	4.06	4.28					
0	2009	1.44	1.50	1.54	0	2009	4.26	4.50	4.73					
0	2010	1.58	1.63	1.67	0	2010	4.66	4.90	5.13					
0	2011	1.71	1.75	1.79	0	2011	5.02	5.26	5.49					
0	2012	1.82	1.86	1.89	0	2012	5.34	5.59	5.82					
0	2013	1.92	1.95	1.98	0	2013	5.62	5.87	6.09					
0	2014	2.01	2.04	2.06	0	2014	5.88	6.13	6.34					
0	2015	2.08	2.11	2.13	0	2015	6.09	6.35	6.57					
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40					
6,000	2000	0.13	0.14	0.15	6,000	2000	0.37	0.41	0.46					

Table 25 b. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
6,000	2001	0.18	0.20	0.23	6,000	2001	0.54	0.60	0.68
6,000	2002	0.25	0.29	0.33	6,000	2002	0.73	0.87	0.99
6,000	2003	0.31	0.36	0.42	6,000	2003	0.90	1.11	1.28
6,000	2004	0.39	0.46	0.52	6,000	2004	1.15	1.38	1.57
6,000	2005	0.51	0.58	0.64	6,000	2005	1.51	1.75	1.95
6,000	2006	0.65	0.71	0.77	6,000	2006	1.92	2.14	2.34
6,000	2007	0.79	0.85	0.90	6,000	2007	2.34	2.56	2.75
6,000	2008	0.92	0.97	1.02	6,000	2008	2.71	2.93	3.12
6,000	2009	1.04	1.09	1.13	6,000	2009	3.06	3.27	3.46
6,000	2010	1.14	1.19	1.23	6,000	2010	3.38	3.58	3.77
6,000	2011	1.24	1.29	1.32	6,000	2011	3.67	3.86	4.05
6,000	2012	1.33	1.37	1.41	6,000	2012	3.92	4.13	4.31
6,000	2013	1.41	1.45	1.48	6,000	2013	4.15	4.36	4.54
6,000	2014	1.49	1.52	1.55	6,000	2014	4.36	4.57	4.75
6,000	2015	1.55	1.58	1.61	6,000	2015	4.55	4.76	4.94
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
8,000	2000	0.13	0.14	0.15	8,000	2000	0.37	0.41	0.46
8,000	2001	0.17	0.19	0.22	8,000	2001	0.51	0.58	0.66
8,000	2002	0.22	0.26	0.30	8,000	2002	0.66	0.80	0.93
8,000	2003	0.27	0.33	0.38	8,000	2003	0.80	0.99	1.15
8,000	2004	0.34	0.40	0.46	8,000	2004	1.00	1.21	1.40
8,000	2005	0.44	0.51	0.56	8,000	2005	1.31	1.52	1.72
8,000	2006	0.56	0.62	0.67	8,000	2006	1.66	1.87	2.06
8,000	2007	0.69	0.74	0.79	8,000	2007	2.03	2.24	2.41
8,000	2008	0.80	0.85	0.90	8,000	2008	2.35	2.56	2.74
8,000	2009	0.90	0.95	0.99	8,000	2009	2.65	2.86	3.04
8,000	2010	1.00	1.05	1.08	8,000	2010	2.94	3.14	3.32
8,000	2011	1.09	1.13	1.17	8,000	2011	3.21	3.40	3.58
8,000	2012	1.17	1.21	1.25	8,000	2012	3.44	3.63	3.81
8,000	2013	1.25	1.28	1.32	8,000	2013	3.65	3.85	4.03
8,000	2014	1.31	1.35	1.38	8,000	2014	3.85	4.05	4.22
8,000	2015	1.37	1.40	1.43	8,000	2015	4.02	4.22	4.40
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
9,000	2000	0.13	0.14	0.15	9,000	2000	0.37	0.41	0.46
9,000	2001	0.17	0.19	0.21	9,000	2001	0.50	0.56	0.64
9,000	2002	0.21	0.25	0.29	9,000	2002	0.63	0.76	0.89
9,000	2003	0.25	0.31	0.36	9,000	2003	0.75	0.93	1.09
9,000	2004	0.32	0.38	0.43	9,000	2004	0.93	1.13	1.31
9,000	2005	0.41	0.47	0.52	9,000	2005	1.21	1.42	1.61
9,000	2006	0.52	0.58	0.63	9,000	2006	1.54	1.73	1.92
9,000	2007	0.63	0.69	0.74	9,000	2007	1.87	2.08	2.25
9,000	2008	0.74	0.79	0.83	9,000	2008	2.17	2.37	2.55
9,000	2009	0.83	0.88	0.93	9,000	2009	2.45	2.66	2.84
9,000	2010	0.92	0.97	1.01	9,000	2010	2.72	2.93	3.10
9,000	2011	1.01	1.06	1.09	9,000	2011	2.98	3.17	3.35
9,000	2012	1.09	1.13	1.17	9,000	2012	3.20	3.39	3.57
9,000	2013	1.16	1.20	1.23	9,000	2013	3.40	3.60	3.77
9,000	2014	1.22	1.26	1.29	9,000	2014	3.59	3.78	3.96
9,000	2015	1.28	1.32	1.35	9,000	2015	3.77	3.95	4.12
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
10,000	2000	0.13	0.14	0.15	10,000	2000	0.37	0.41	0.46
10,000	2001	0.16	0.18	0.21	10,000	2001	0.49	0.55	0.63
10,000	2002	0.20	0.24	0.28	10,000	2002	0.60	0.73	0.85
10,000	2003	0.24	0.29	0.34	10,000	2003	0.70	0.87	1.03
10,000	2004	0.29	0.35	0.40	10,000	2004	0.86	1.05	1.22
10,000	2005	0.38	0.44	0.49	10,000	2005	1.11	1.31	1.49
10,000	2006	0.48	0.53	0.58	10,000	2006	1.41	1.60	1.79
10,000	2007	0.58	0.64	0.68	10,000	2007	1.72	1.92	2.09
10,000	2008	0.68	0.73	0.77	10,000	2008	2.00	2.19	2.37

Table 25 b. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
10,000	2009	0.77	0.82	0.86	10,000	2009	2.25	2.46	2.63
10,000	2010	0.85	0.90	0.94	10,000	2010	2.50	2.71	2.88
10,000	2011	0.93	0.98	1.02	10,000	2011	2.74	2.94	3.11
10,000	2012	1.01	1.05	1.09	10,000	2012	2.96	3.15	3.32
10,000	2013	1.07	1.11	1.15	10,000	2013	3.15	3.34	3.52
10,000	2014	1.13	1.17	1.21	10,000	2014	3.34	3.52	3.69
10,000	2015	1.19	1.23	1.26	10,000	2015	3.51	3.68	3.85
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
10,700	2000	0.13	0.14	0.15	10,700	2000	0.37	0.41	0.46
10,700	2001	0.16	0.18	0.20	10,700	2001	0.48	0.54	0.62
10,700	2002	0.20	0.23	0.27	10,700	2002	0.58	0.71	0.83
10,700	2003	0.23	0.28	0.32	10,700	2003	0.66	0.83	0.99
10,700	2004	0.28	0.33	0.38	10,700	2004	0.81	1.00	1.17
10,700	2005	0.35	0.41	0.46	10,700	2005	1.05	1.24	1.42
10,700	2006	0.45	0.50	0.55	10,700	2006	1.32	1.51	1.69
10,700	2007	0.55	0.60	0.65	10,700	2007	1.62	1.81	1.98
10,700	2008	0.64	0.69	0.73	10,700	2008	1.88	2.07	2.24
10,700	2009	0.72	0.77	0.81	10,700	2009	2.12	2.32	2.49
10,700	2010	0.80	0.85	0.89	10,700	2010	2.35	2.56	2.73
10,700	2011	0.88	0.92	0.96	10,700	2011	2.58	2.78	2.95
10,700	2012	0.95	0.99	1.03	10,700	2012	2.79	2.98	3.15
10,700	2013	1.01	1.05	1.09	10,700	2013	2.98	3.17	3.34
10,700	2014	1.07	1.11	1.15	10,700	2014	3.16	3.34	3.50
10,700	2015	1.13	1.16	1.20	10,700	2015	3.31	3.50	3.66
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
11,770	2000	0.13	0.14	0.15	11,770	2000	0.37	0.41	0.46
11,770	2001	0.16	0.17	0.20	11,770	2001	0.46	0.53	0.60
11,770	2002	0.19	0.22	0.26	11,770	2002	0.55	0.67	0.79
11,770	2003	0.21	0.26	0.30	11,770	2003	0.61	0.78	0.92
11,770	2004	0.25	0.31	0.35	11,770	2004	0.74	0.92	1.08
11,770	2005	0.32	0.38	0.43	11,770	2005	0.95	1.13	1.30
11,770	2006	0.40	0.46	0.50	11,770	2006	1.19	1.38	1.55
11,770	2007	0.49	0.54	0.59	11,770	2007	1.46	1.64	1.81
11,770	2008	0.57	0.62	0.67	11,770	2008	1.70	1.88	2.05
11,770	2009	0.65	0.70	0.74	11,770	2009	1.92	2.11	2.27
11,770	2010	0.73	0.77	0.81	11,770	2010	2.13	2.33	2.49
11,770	2011	0.80	0.84	0.88	11,770	2011	2.34	2.53	2.70
11,770	2012	0.86	0.90	0.94	11,770	2012	2.53	2.73	2.89
11,770	2013	0.92	0.96	1.00	11,770	2013	2.71	2.90	3.06
11,770	2014	0.98	1.02	1.05	11,770	2014	2.87	3.06	3.22
11,770	2015	1.03	1.07	1.10	11,770	2015	3.02	3.21	3.36
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
12,000	2000	0.13	0.14	0.15	12,000	2000	0.37	0.41	0.46
12,000	2001	0.16	0.17	0.20	12,000	2001	0.46	0.52	0.60
12,000	2002	0.18	0.22	0.26	12,000	2002	0.54	0.67	0.78
12,000	2003	0.20	0.25	0.30	12,000	2003	0.60	0.76	0.91
12,000	2004	0.25	0.30	0.35	12,000	2004	0.72	0.90	1.06
12,000	2005	0.31	0.37	0.42	12,000	2005	0.93	1.11	1.28
12,000	2006	0.39	0.45	0.49	12,000	2006	1.17	1.35	1.52
12,000	2007	0.48	0.53	0.58	12,000	2007	1.42	1.60	1.77
12,000	2008	0.56	0.61	0.65	12,000	2008	1.66	1.84	2.01
12,000	2009	0.64	0.69	0.73	12,000	2009	1.88	2.06	2.23
12,000	2010	0.71	0.76	0.80	12,000	2010	2.08	2.28	2.44
12,000	2011	0.78	0.82	0.86	12,000	2011	2.28	2.48	2.65
12,000	2012	0.84	0.89	0.93	12,000	2012	2.47	2.67	2.83
12,000	2013	0.90	0.94	0.98	12,000	2013	2.66	2.84	3.00
12,000	2014	0.96	1.00	1.03	12,000	2014	2.82	3.00	3.16
12,000	2015	1.01	1.05	1.08	12,000	2015	2.95	3.14	3.30

Table 25 b. Continued.

catch	year	90%	50%	10%	catch	year	90%	50%	10%
11,770	1999	0.11	0.12	0.13	11,770	1999	0.34	0.37	0.40
14,000	2000	0.13	0.14	0.15	14,000	2000	0.37	0.41	0.46
14,000	2001	0.15	0.16	0.19	14,000	2001	0.44	0.50	0.57
14,000	2002	0.16	0.20	0.23	14,000	2002	0.48	0.60	0.71
14,000	2003	0.17	0.22	0.26	14,000	2003	0.51	0.66	0.80
14,000	2004	0.20	0.25	0.30	14,000	2004	0.60	0.75	0.91
14,000	2005	0.25	0.30	0.35	14,000	2005	0.75	0.92	1.07
14,000	2006	0.32	0.37	0.41	14,000	2006	0.93	1.11	1.26
14,000	2007	0.38	0.43	0.48	14,000	2007	1.13	1.30	1.47
14,000	2008	0.45	0.50	0.54	14,000	2008	1.32	1.49	1.65
14,000	2009	0.51	0.56	0.60	14,000	2009	1.51	1.68	1.83
14,000	2010	0.57	0.62	0.66	14,000	2010	1.68	1.85	2.01
14,000	2011	0.62	0.67	0.71	14,000	2011	1.84	2.02	2.18
14,000	2012	0.68	0.72	0.77	14,000	2012	1.99	2.18	2.34
14,000	2013	0.73	0.77	0.82	14,000	2013	2.14	2.33	2.49
14,000	2014	0.78	0.82	0.86	14,000	2014	2.29	2.47	2.62
14,000	2015	0.82	0.86	0.90	14,000	2015	2.43	2.60	2.75

Table 26. Probability of south Atlantic swordfish population exceeding B/Bmsy in 5, 10 or 15 years with various harvest policies, estimated with Bayesian Schaefer and Fletcher/Schaefer models and the same inputs as the ASPIC baseline model (except for the indicated priors).*South Stock: Schaefer model, uninformative priors*

Harvest			
policy	5 year	10 year	15 year
13000	0.91	0.87	0.85
14600	0.89	0.84	0.81
16000	0.86	0.8	0.76

South Stock: Schaefer model, informative priors

Harvest			
policy	5 year	10 year	15 year
13000	0.94	0.95	0.95
14600	0.88	0.87	0.86
16000	0.82	0.77	0.74

South Stock: Fletcher-Schaefer, flat priors

Harvest			
policy	5 year	10 year	15 year
13000	0.99	0.99	0.98
14600	0.98	0.97	0.95
16000	0.96	0.93	0.92

South Stock: Fletcher-Schaefer, informative priors, prior for Bmsy/K centered at 0.4

Harvest			
policy	5 year	10 year	15 year
13000	0.99	0.99	0.99
14600	0.96	0.95	0.94
16000	0.93	0.89	0.86

South Stock: Fletcher-Schaefer, prior Bmsy/K centered at 0.6

Harvest			
policy	5 year	10 year	15 year
13000	0.93	0.96	0.97
14600	0.86	0.89	0.9
16000	0.77	0.77	0.76

Table 27. Details of Bayesian projections summarized in Table 26, for south Atlantic swordfish.

South Stock: Schaefer model, uninformative priors

Prior CV on B0/K = 0.01

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 14600

cvK = 0.548	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 338076	E[cat/yr]	14600	14590	14530
cvBf = 0.717	E[B 2004 in kt]	277400	269100	260600
median Bfin = 203157	E[B 2004 / Bmsy]	1.465	1.43	1.391
cv(Bfin/K)= 0.342	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.02	0.06
cv(Bfin/Bmsy)= 0.342	P[Bfin>MSYL]	0.89	0.84	0.81
median Bfin/Bmsy = 1.5085	P[Bfin>Bcur]	0.57	0.57	0.57
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.6601	P[Ffin<Fcur]	0.57	0.57	0.57
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8945				
median Bfin/K = 0.7542				
80 % lower Bfin/K = 0.3300				
80 % upper Bfin/K = 0.9472				

policy 2: tac = 13000

cvK = 0.548	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 338076	E[cat/yr]	13000	13000	12980
cvBf = 0.679	E[B 2004 in kt]	282900	277800	272000
median Bfin = 216979	E[B 2004 / Bmsy]	1.506	1.49	1.466
cv(Bfin/K)= 0.293	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.01	0.03
cv(Bfin/Bmsy)= 0.293	P[Bfin>MSYL]	0.91	0.87	0.85
median Bfin/Bmsy = 1.5762	P[Bfin>Bcur]	0.71	0.71	0.71
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.8117	P[Ffin<Fcur]	0.91	0.83	0.80
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.9066				
median Bfin/K = 0.7881				
80 % lower Bfin/K = 0.4058				
80 % upper Bfin/K = 0.9533				

policy 3: tac = 16000

cvK = 0.548	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 338076	E[cat/yr]	16000	15960	15850
cvBf = 0.757	E[B 2004 in kt]	272600	261200	250100
median Bfin = 193267	E[B 2004 / Bmsy]	1.429	1.372	1.318
cv(Bfin/K)= 0.394	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.03	0.08
cv(Bfin/Bmsy)= 0.394	P[Bfin>MSYL]	0.86	0.80	0.76
median Bfin/Bmsy = 1.4426	P[Bfin>Bcur]	0.15	0.15	0.15
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.5086	P[Ffin<Fcur]	0.00	0.01	0.01
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8837				
median Bfin/K = 0.7213				
80 % lower Bfin/K = 0.2543				
80 % upper Bfin/K = 0.9418				

South Stock: Schaefer model, informative priors

Prior CV on B0/K = 0.25

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 14600

cvK = 0.264	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 176383	E[cat/yr]	14600	14560	14490
cvBf = 0.45	E[B 2004 in kt]	118800	118500	117300
median Bfin = 115989	E[B 2004 / Bmsy]	1.315	1.31	1.296
cv(Bfin/K)= 0.269	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.02	0.04
cv(Bfin/Bmsy)= 0.269	P[Bfin>MSYL]	0.88	0.87	0.86
median Bfin/Bmsy = 1.3865	P[Bfin>Bcur]	0.78	0.78	0.78
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.8824	P[Ffin<Fcur]	0.78	0.78	0.78
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6188				
median Bfin/K = 0.6933				
80 % lower Bfin/K = 0.4412				
80 % upper Bfin/K = 0.8094				

policy 2: tac = 13000

cvK = 0.264	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 176383	E[cat/yr]	13000	12990	12970
cvBf = 0.377	E[B 2004 in kt]	124900	127800	128800
median Bfin = 125774	E[B 2004 / Bmsy]	1.388	1.423	1.435
cv(Bfin/K)= 0.178	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.01	0.01
cv(Bfin/Bmsy)= 0.178	P[Bfin>MSYL]	0.94	0.95	0.95
median Bfin/Bmsy = 1.4892	P[Bfin>Bcur]	0.95	0.95	0.95
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.1639	P[Ffin<Fcur]	0.99	0.98	0.97
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.6712				
median Bfin/K = 0.7446				
80 % lower Bfin/K = 0.5819				
80 % upper Bfin/K = 0.8356				

policy 3: tac = 16000

cvK = 0.264	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
median K = 176383	E[cat/yr]	15990	15900	15670
cvBf = 0.548	E[B 2004 in kt]	113300	109200	105100
median Bfin = 105935	E[B 2004 / Bmsy]	1.248	1.197	1.146
cv(Bfin/K)= 0.385	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.05	0.10
cv(Bfin/Bmsy)= 0.385	P[Bfin>MSYL]	0.82	0.77	0.74
median Bfin/Bmsy = 1.2784	P[Bfin>Bcur]	0.33	0.33	0.33
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.4480	P[Ffin<Fcur]	0.00	0.00	0.00
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.5692				
median Bfin/K = 0.6392				
80 % lower Bfin/K = 0.2240				
80 % upper Bfin/K = 0.7846				

Table 27. Continued.

South Stock: Fletcher-Schaefer, flat priors

Prior CV on B0/K = 0.25

Prior CV on r = 0.159

Prior CV on n = 1.1

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 14600

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.483	E[cat/yr]	14600	14590	14570
median K = 287337	E[B 2004 in kt]	215800	212300	209200
cvBf = 0.601	E[B 2004 / Bmsy]	2.148	2.108	2.072
median Bfin = 177439	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.01	0.02
cv(Bfin/K) = 0.266	P[Bfin>MSYL]	0.98	0.97	0.95
cv(Bfin/Bmsy) = 0.425	P[Bfin>Bcur]	0.56	0.56	0.56
median Bfin/Bmsy = 1.8708	P[Ffin<Fcur]	0.54	0.54	0.54
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.2337				
80 % upper Bfin/Bmsy = 3.2421				
median Bfin/K = 0.7016				
80 % lower Bfin/K = 0.4386				
80 % upper Bfin/K = 0.8835				

policy 2: tac = 13000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.483	E[cat/yr]	13000	13000	12990
median K = 287337	E[B 2004 in kt]	221500	221000	219900
cvBf = 0.569	E[B 2004 / Bmsy]	2.218	2.213	2.199
median Bfin = 188710	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.01
cv(Bfin/K) = 0.224	P[Bfin>MSYL]	0.99	0.99	0.98
cv(Bfin/Bmsy) = 0.406	P[Bfin>Bcur]	0.75	0.75	0.75
median Bfin/Bmsy = 1.9734	P[Ffin<Fcur]	0.97	0.92	0.89
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.3644				
80 % upper Bfin/Bmsy = 3.4044				
median Bfin/K = 0.7405				
80 % lower Bfin/K = 0.4935				
80 % upper Bfin/K = 0.8973				

policy 3: tac = 16000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.483	E[cat/yr]	16000	15970	15920
median K = 287337	E[B 2004 in kt]	210700	204300	199000
cvBf = 0.637	E[B 2004 / Bmsy]	2.086	2.011	1.95
median Bfin = 166630	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.02	0.03
cv(Bfin/K) = 0.314	P[Bfin>MSYL]	0.96	0.93	0.92
cv(Bfin/Bmsy) = 0.453	P[Bfin>Bcur]	0.17	0.17	0.17
median Bfin/Bmsy = 1.7843	P[Ffin<Fcur]	0.00	0.00	0.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.0697				
80 % upper Bfin/Bmsy = 3.1080				
median Bfin/K = 0.6639				
80 % lower Bfin/K = 0.3711				
80 % upper Bfin/K = 0.8710				

South Stock: Fletcher-Schaefer, informative priors

Prior CV on B0/K = 0.25

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 14600

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.168	E[cat/yr]	14600	14600	14580
median K = 210877	E[B 2004 in kt]	137800	138100	137700
cvBf = 0.314	E[B 2004 / Bmsy]	1.54	1.542	1.536
median Bfin = 138511	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.01
cv(Bfin/K) = 0.196	P[Bfin>MSYL]	0.96	0.95	0.94
cv(Bfin/Bmsy) = 0.226	P[Bfin>Bcur]	0.78	0.78	0.78
median Bfin/Bmsy = 1.5637	P[Ffin<Fcur]	0.78	0.78	0.78
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.1131				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.9415				
median Bfin/K = 0.6602				
80 % lower Bfin/K = 0.4792				
80 % upper Bfin/K = 0.7645				

policy 2: tac = 13000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.168	E[cat/yr]	13000	13000	13000
median K = 210877	E[B 2004 in kt]	144100	147600	149100
cvBf = 0.266	E[B 2004 / Bmsy]	1.614	1.655	1.674
median Bfin = 148699	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.00	0.00
cv(Bfin/K) = 0.135	P[Bfin>MSYL]	0.99	0.99	0.99
cv(Bfin/Bmsy) = 0.172	P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
median Bfin/Bmsy = 1.6791	P[Ffin<Fcur]	1.00	0.99	0.99
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.3206				
80 % upper Bfin/Bmsy = 2.0403				
median Bfin/K = 0.7085				
80 % lower Bfin/K = 0.5748				
80 % upper Bfin/K = 0.7950				

policy 3: tac = 16000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.168	E[cat/yr]	16000	15990	15920
median K = 210877	E[B 2004 in kt]	132300	129000	125900
cvBf = 0.38	E[B 2004 / Bmsy]	1.474	1.434	1.395
median Bfin = 128345	P[Bfin<0.2K]	0.00	0.01	0.04
cv(Bfin/K) = 0.279	P[Bfin>MSYL]	0.93	0.89	0.86
cv(Bfin/Bmsy) = 0.301	P[Bfin>Bcur]	0.05	0.05	0.05
median Bfin/Bmsy = 1.4582	P[Ffin<Fcur]	0.00	0.00	0.00
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.8660				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.8526				
median Bfin/K = 0.6139				
80 % lower Bfin/K = 0.3746				
80 % upper Bfin/K = 0.7360				

Table 27. Continued.

South Stock: Fletcher-Schaefer, prior Bmsy/K centered at 0.6

Prior CV on B0/K = 0.25

Prior CV on r = 0.0159146

Prior CV on n = 0.1111934

Number of simulations = 5000

policy 1: tac = 14600

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.122	E[cat/yr]	14570	14440	14270
median K = 105610	E[B 2004 in kt]	74630	74950	74780
cvBf = 0.306	E[B 2004 / Bmsy]	1.197	1.201	1.198
median Bfin = 78849	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.04	0.06
cv(Bfin/K) = 0.27	P[Bfin>MSYL]	0.86	0.89	0.90
cv(Bfin/Bmsy) = 0.271	P[Bfin>Bcur]	0.92	0.92	0.92
median Bfin/Bmsy = 1.2814	P[Ffin<Fcur]	0.91	0.91	0.91
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.9965				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4169				
median Bfin/K = 0.7621				
80 % lower Bfin/K = 0.5942				
80 % upper Bfin/K = 0.8307				

policy 2: tac = 13000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.122	E[cat/yr]	12990	12950	12900
median K = 105610	E[B 2004 in kt]	79900	82030	82610
cvBf = 0.203	E[B 2004 / Bmsy]	1.284	1.321	1.33
median Bfin = 84484	P[Bfin<0.2K]	0.01	0.01	0.02
cv(Bfin/K) = 0.151	P[Bfin>MSYL]	0.93	0.96	0.97
cv(Bfin/Bmsy) = 0.156	P[Bfin>Bcur]	0.98	0.98	0.98
median Bfin/Bmsy = 1.3563	P[Ffin<Fcur]	0.98	0.98	0.98
80 % lower Bfin/Bmsy = 1.2419				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.4766				
median Bfin/K = 0.8074				
80 % lower Bfin/K = 0.7386				
80 % upper Bfin/K = 0.8577				

policy 3: tac = 16000

	Time Horizon	5 year	10 year	15 year
cvK = 0.122	E[cat/yr]	15940	15600	15190
median K = 105610	E[B 2004 in kt]	69440	66800	64780
cvBf = 0.442	E[B 2004 / Bmsy]	1.11	1.064	1.031
median Bfin = 72112	P[Bfin<0.2K]	0.02	0.09	0.13
cv(Bfin/K) = 0.413	P[Bfin>MSYL]	0.77	0.77	0.76
cv(Bfin/Bmsy) = 0.413	P[Bfin>Bcur]	0.60	0.60	0.60
median Bfin/Bmsy = 1.1908	P[Ffin<Fcur]	0.00	0.01	0.03
80 % lower Bfin/Bmsy = 0.0173				
80 % upper Bfin/Bmsy = 1.3601				
median Bfin/K = 0.7040				
80 % lower Bfin/K = 0.0100				
80 % upper Bfin/K = 0.8032				

Table 28. Comparison of catch limits and landings and catches reported as of 1999 swordfish assessment session.

	1993	1994	1995	1995	1996	1996	1997	1997	1998	1998	1999
	Catch/land	Catch/land	Catch limits	Catch/land	Catch limits	Catch/land	Catch limits	Catch/land	Catch limits	Catch/land	Catch limits
NORTH ATLANTIC			*		*		**		***		
Total catch	16716	15299		16697		15021		12931		12175	
Total landing	16308	14591		16171		14433		12480		11690	
TAC							11300		11000		10700
Total limits (including other regulations)			15773		14274		11328		11050		10767
Contracting Parties	16517	14702	15574	16089	14075	14458	10650	12345	10748	11805	10465
CANADA-LANDING#	2234	1676	1500	1610	1400	739	1130	1089	1100	1115	1070
CANADA-DISCARDS#	0	0		0		0		5		52	
CHINA.PR	55	65	55	79	55	100		30		253	
EC-ESPAÑA#	6598	6185	6230	6953	5500	5547	4661.25	5140	4537.5	4079	4413.75
EC-FRANCE	95	46	95	84	95	97		164		110	
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	15		15		26	
EC-PORTUAL	1961	1599	1500	1617	1400	1703	847.5	903	825	773	802.5
EC-UK	2	3	2	1	2	5		11	2.75	11	2.75
JAPAN	1126	933	1966	1043	1867	1494	706.25	1178	687.5	1525	668.75
KOREA	19	16	19	16	19	19		15	10.45	0	10.45
MAROC	39	36	39	79	39	462		267	277.75	267	277.75
SAO TOME & PRINCIPI	0	0	0	0	0	0		14	0	14	0
TRINIDAD & TOBAGO	125	0	125	0	125	43		14	43	15	43
UK-BERMUDA	0	0	0	1	0	1	28	5	27	5	26
USA-LANDING#	3782	3366	3970	4026	3500	3560	3277	2975	3190	3053	3103
U.S.A.-DISCARDS#	408	708		526		588		446		433	
VENEZUELA	73	69	73	54	73	85		74	46.75	74	46.75
Quota for all others							678	1195	660	1145	642
Non-Contracting Parties	199	597	199	608	199	563		586		370	
BARBADOS	0	0	0	0	0	0	0	12	0	12	0
CHINESE TAIPEI	127	507	127	489	127	521	127	509	288.2	286	288.2
CUBA	16	50	16	86	16	7	16	7	0	0	0
GRENADA	13	0	13	1	13	4	13	15	0.55	15	0.55
LIBERIA	14	26	14	28	14	28	14	28	0	28	0
MEXICO	6	14	6	0	6	0	6	14	0	28	0
ST.VINCENT	23	0	23	4	23	3	23	1	1.65	1	1.65
SOUTH ATLANTIC											
Total catch	15798	18738		21653		18098		18494		13486	
Total landing	15798	18738		21653		18097		18473		13476	
Total limits			21104		21104		21104		14620		14620
Contracting Parties	14724	14561	16466	17955	16466	15064	16466	15843	12646.3	12337	12646.3
Other Contracting Parties*****									804.1	(843)	804.1
BRASIL	2013	1571	2013	1975	2013	1892	2013	4100	2339.2	3899	2339.2
CHINA PR	0	0	0	0	0	0	0	0		24	
COTE D'IVOIRE	19	24	250	24	250	0	250	0		0	
EC-ESPAÑA#	6974	7937	7937	11290	7937	9622	7937	8461	5848	5831	5848
EC-PORTUGAL	0	0	0	380	0	389	0	441		384	
G.EQUATORIAL	0	0	0	0	0	0	0	2		0	
GHANA	0	0	0	0	0	140	0	0		106	
JAPAN	5256	4699	5256	3619	5256	2197	5256	1643	3764.6	963	3764.6
KOREA	198	164	250	164	250	7	250	18		0	
S.AFRICA	4	1	250	4	250	1	250	1		169	
URUGUAY	260	165	260	499	260	644	260	760	694.5	791	694.5
U.S.A.- LANDING	0	0	250	0	250	171	250	396		160	
U.S.A - DISCARD	0	0		0		1		21		10	
Non-Contracting Parties	1074	4177	4638	3698	4638	3034	4638	2651		1149	
Other Non Contractin Parties*****									1169.6	(1149)	1169.6
BENIN	28	25	250	24	250	24	250	24		0	
CHINESE TAIPEI	846	2829	2829	2876	2829	2873	2829	2562		1147	
CUBA	192	452	452	778	452	60	452	60		0	
HONDURAS-OB.SH	0	0	0	6	0	4	0	5		2	
NIGERIA	0	857	857	0	857	9	857	0		0	
TOGO	8	14	250	14	250	64	250	0		0	

* Japanese quota = 8% of total catch

** The rest of north quota 678 mt

*** Others quota are reduction by 45% from 1996 level **as reported by SCRS in 1997**

***** Quaters set for Contracting and Non-Contracting Parties, Entities and Fishing Entities, other than listed above.

These countries report discards (either as zero or as positive catche)

Table 29. Number of swordfish, total, less than 125 cm in LJFL, 125 cm or more, less than 119 cm, 119 cm or more, and percentage of fish less than 125 cm and less than 119 cm LJFL, in landing and discards, estimated by "catch at size" created for 1999 assessment session

NORTH															
Year	Total	<125	=>125	<125	<119	=>119	<119	Year	Total	<125	=>125	<125	<119	=>119	<119
	#	#	#	%	#	#	%		#	#	#	%	#	#	%
Canada - Landing								U.S.A. - Landing							
86	20447	3090	17357	15	2040	18407	10	86	128782	42492	86290	33.0	33019	95764	24.1
87	22314	5352	16962	24.0	4207	18108	18.9	87	139496	51618	87878	37.0	41480	98016	29.7
88	18677	3801	14876	20.4	1345	17332	7.2	88	171072	61997	109075	36.2	48294	122778	28.2
89	20984	3468	17517	16.5	2344	18641	11.2	89	174887	66010	108878	37.7	52759	122129	30.2
90	13523	1443	12080	10.7	704	12819	5.2	90	143127	46316	96810	32.4	35648	107478	24.9
91	16256	1829	14428	11.2	1304	14953	8.0	91	98691	21518	77172	21.8	16461	82230	16.7
92	27056	4093	22963	15.1	1906	25150	7.0	92	77753	5437	72316	7.0	2177	75577	2.8
93	39088	5617	33471	14.4	3535	35554	9.0	93	76833	4280	72553	5.6	1613	75220	2.1
94	26415	2909	23507	11.0	1486	24929	5.6	94	69796	3768	66028	5.4	1411	68386	2.0
95	18381	1556	16825	8.5	738	17642	4.0	95	85997	3963	82034	4.6	1284	84713	1.5
96	9901	290	9611	2.9	56	9845	0.6	96	78760	4668	74091	5.9	1108	77652	1.4
97	15430	707	14723	4.6	276	15154	1.8	97	65447	4253	61194	6.5	366	65081	0.6
98	15999	522	15477	3.3	73	15925	0.5	98	71188	4944	66244	6.9	133	71055	0.2
Canada - Landing + Discards								U.S.A. - Landing + Discards							
97	15750	991	14759	6.3	551	15199	3.5	91	118843	39814	79027	33.5	32533	86309	27.4
98	19585	4108	15477	21.0	3351	16234	17.1	92	108764	31937	76828	29.4	24556	84208	22.6
Japan								93	109908	33330	76578	30.3	26696	83212	24.3
86	10777	450	10328	4.2	294	10484	2.7	94	119624	49350	70273	41.3	39763	79860	33.2
87	7942	632	7310	8.0	417	7525	5.2	95	121225	33406	87819	27.6	25038	96186	20.7
88	12231	606	11625	5.0	366	11865	3.0	96	116448	38670	77778	33.2	29669	86779	25.5
89	26052	1381	24672	5.3	773	25279	3.0	97	96615	32844	63771	34.0	24224	72392	25.1
90	16792	356	16437	2.1	221	16572	1.3	98	100049	31576	68473	31.6	22008	78041	22.0
91	15034	369	14666	2.5	212	14822	1.4	Others							
92	12088	438	11649	3.6	266	11822	2.2	86	19930	2565	17365	12.9	1981	17949	9.9
93	17915	459	17456	2.6	278	17637	1.6	87	26923	5089	21834	18.9	4389	22534	16.3
94	14678	373	14305	2.5	263	14416	1.8	88	35288	14817	20470	42.0	13738	21549	38.9
95	15211	218	14993	1.4	117	15093	0.8	89	22840	5518	17323	24.2	4451	18390	19.5
96	22748	1178	21570	5.2	484	22264	2.1	90	30027	6676	23351	22.2	5032	24995	16.8
97	19741	289	19453	1.5	143	19598	0.7	91	21174	4023	17151	19.0	3417	17758	16.1
98	24816	1190	23627	4.8	758	24058	3.1	92	29283	5109	24175	17.4	4113	25171	14.0
Portugal								93	15826	5075	10752	32.1	4298	11529	27.2
86	10402	4596	5805	44.2	3945	6457	37.9	94	17266	5111	12156	29.6	4253	13013	24.6
87	24156	9807	14349	40.6	8810	15346	36.5	95	50156	36097	14041	72.0	31680	18455	63.2
88	13688	5056	8632	36.9	4474	9214	32.7	96	58785	35763	23008	60.8	32269	26499	54.9
89	7157	2473	4684	34.6	1961	5196	27.4	97	41941	25539	16363	60.9	23153	18746	55.2
90	12087	3485	8602	28.8	2539	9548	21.0	98	34623	17310	17318	50.0	14218	20409	41.1
91	24602	13518	11084	54.9	12071	12531	49.1	Total Landing							
92	20465	12914	7551	63.1	11492	8973	56.2	86	384292	95084	289209	24.7	71908	312384	18.7
93	45080	13006	32072	28.9	9787	35292	21.7	87	476458	137036	339423	28.8	108877	367582	22.9
94	36999	11570	25430	31.3	8725	28276	23.6	88	468238	164974	303261	35.2	135174	333060	28.9
95	43039	12965	30075	30.1	9972	33067	23.2	89	406514	127497	279015	31.4	100259	306254	24.7
96	39014	12204	26809	31.3	10152	28862	26.0	90	370880	101672	269205	27.4	74995	295881	20.2
97	12136	6551	5585	54.0	6337	5799	52.2	91	322015	69045	252970	21.4	53029	268986	16.5
98	22673	8958	13717	39.5	6465	16210	28.5	92	313762	61301	252460	19.5	43803	269959	14.0
Spain								93	348059	69653	278409	20.0	50015	298048	14.4
86	193955	41891	152064	21.6	30631	163324	15.8	94	314243	69259	244990	22.0	49877	264370	15.9
87	255628	64538	191091	25.2	49576	206053	19.4	95	384815	103477	281321	26.9	79995	304800	20.8
88	217282	78696	138583	36.2	66957	150323	30.8	96	357327	100696	256616	28.2	80921	276390	22.6
89	154593	48648	105942	31.5	37971	116619	24.6	97	307364	105819	201507	34.4	87628	219694	28.5
90	155324	43397	111925	27.9	30852	124469	19.9	98	289354	77301	212059	26.7	52480	236878	18.1
91	146257	27788	118469	19.0	19566	126693	13.4	Total Landing + Discards							
92	147117	33310	113805	22.6	23849	123266	16.2	91	342166	87341	254825	25.5	69101	273065	20.2
93	153316	41216	112105	26.9	30504	122817	19.9	92	344773	87801	256971	25.5	66182	278590	19.2
94	149089	45528	103564	30.5	33740	115351	22.6	93	381134	98704	282434	25.9	75098	306040	19.7
95	172032	48678	123355	28.3	36203	135829	21.0	94	364071	114841	249235	31.5	88230	275845	24.2
96	148119	46593	101527	31.5	36852	111268	24.9	95	420043	132920	287107	31.6	103749	316273	24.7
97	152669	68480	84189	44.9	57353	95316	37.6	96	395014	134697	260303	34.1	109482	285517	27.7
98	120055	44378	75676	37.0	30834	89220	25.7	97	338852	134694	204120	39.7	111761	227050	33.0
								98	321801	107520	214287	33.4	77633	244172	24.1

Size regulation is either limit at 125cm with 15% tolerance in number or 119 cm with no tolerance.

Catch at size data were used for this estimation. For Canada, Chinese Taipei, Japan, Spain and U.S.A. catch at size have been provided by national scientists. For Portugal, a partial substitution and raising has been done by the Secretariat. For Brazil, national scientists provided catch at size for part of the fleets and rest were substituted and/or raised by the Secretariat. For the rest of the fisheries, catch at size were created by substituting size data.

Canada, Spain and U.S.A. reported zero or positive values as discards.

Table 29. Continued.

SOUTH

Year	Total #	<125 #	=>125 #	<125 %	<119 #	=>119 #	<119 %
Brazil							
86	15829	2199	13630	13.9	1520	14309	9.6
87	20118	3475	16643	17.3	2098	18020	10.4
88	26210	5707	20503	21.8	4513	21697	17.2
89	26006	5505	20501	21.2	3923	22083	15.1
90	33885	4222	29663	12.5	2851	31034	8.4
91	26534	2664	23871	10.0	1645	24889	6.2
92	53803	2810	50993	5.2	1870	51933	3.5
93	44836	3377	41459	7.5	2027	42809	4.5
94	36741	8507	28235	23.2	5917	30824	16.1
95	37615	5797	31817	15.4	3755	33860	10.0
96	39814	3122	36692	7.8	1608	38206	4.0
97	80446	8294	72152	10.3	5211	75235	6.5
98	78243	5041	73202	6.4	2941	75302	3.8
Chinese Taipei							
86	4204	226	3978	5.4	151	4053	3.6
87	6080	259	5821	4.3	164	5917	2.7
88	16443	677	15766	4.1	521	15922	3.2
89	15242	799	14443	5.2	643	14599	4.2
90	21957	2081	19876	9.5	1334	20623	6.1
91	31787	1865	29923	5.9	1125	30662	3.5
92	34975	612	34363	1.7	244	34731	0.7
93	17696	439	17257	2.5	332	17364	1.9
94	65423	6705	58718	10.2	4236	61187	6.5
95	59737	3554	56183	5.9	1911	57827	3.2
96	66223	2575	63648	3.9	1081	65142	1.6
97	42604	1631	40974	3.8	798	41807	1.9
98	19074	730	18344	3.8	357	18717	1.9
Japan							
86	33458	157	33301	0.5	52	33406	0.2
87	30374	350	30025	1.2	173	30201	0.6
88	56946	1473	55473	2.6	709	56237	1.2
89	62490	2494	59996	4.0	1586	60905	2.5
90	83762	585	83177	0.7	380	83382	0.5
91	53685	497	53189	0.9	352	53334	0.7
92	37112	443	36669	1.2	310	36802	0.8
93	55121	602	54519	1.1	211	54910	0.4
94	56121	851	55270	1.5	441	55680	0.8
95	39330	701	38629	1.8	394	38936	1.0
96	35581	1992	33589	5.6	465	35116	1.3
97	23190	666	22524	2.9	429	22761	1.8
98	13166	275	12891	2.1	187	12979	1.4
Spain							
86	1459	252	1207	17.3	196	1263	13.5
87	0	0	0		0	0	
88	76503	13418	63085	17.5	12184	64319	15.9
89	140556	27656	112899	19.7	23637	116918	16.8
90	119060	15034	104024	12.6	11509	107550	9.7
91	111743	12484	99259	11.2	9692	102051	8.7
92	109746	13534	96211	12.3	9449	100296	8.6
93	125449	18224	107224	14.5	14473	110975	11.5
94	149864	20552	129310	13.7	15534	134329	10.4
95	231752	37558	194192	16.2	26279	205471	11.3
96	181518	21465	160052	11.8	15652	165866	8.6
97	161308	25360	135950	15.7	18358	142952	11.4
98	119667	18776	100890	15.7	12014	107652	10.0

Year	Total #	<125 #	=>125 #	<125 %	<119 #	=>119 #	<119 %
Others - Landing							
86	34828	5122	29706	14.7	3857	30970	11.1
87	29295	1839	27456	6.3	1281	28014	4.4
88	35039	1315	33724	3.8	1122	33917	3.2
89	63422	8370	55051	13.2	6159	57262	9.7
90	26265	1317	24948	5.0	927	25338	3.5
91	12625	763	11862	6.0	602	12023	4.8
92	15315	909	14406	5.9	577	14738	3.8
93	8811	290	8520	3.3	190	8621	2.2
94	47732	8755	38974	18.3	6694	41037	14.0
95	25390	2309	23083	9.1	1561	23831	6.1
96	22748	1193	21556	5.2	889	21860	3.9
97	30086	2982	27105	9.9	2123	27964	7.1
98	31997	3130	28868	9.8	2259	29738	7.1
Others - Landing + Discards							
96	22811	1249	21563	5.5	937	21875	4.1
97	30389	2991	27400	9.8	2126	28265	7.0
98	32221	3148	29073	9.8	2266	29955	7.0
Total - Landing							
86	89776	7955	81821	8.9	5776	84000	6.4
87	85867	5923	79944	6.9	3716	82151	4.3
88	211141	22590	188550	10.7	19048	192092	9.0
89	307715	44823	262891	14.6	35948	271767	11.7
90	284928	23239	261688	8.2	17001	267926	6.0
91	236375	18272	218103	7.7	13417	222958	5.7
92	250950	18308	232642	7.3	12449	238500	5.0
93	251912	22932	228979	9.1	17234	234678	6.8
94	355880	45370	310506	12.7	32822	323056	9.2
95	393823	49919	343904	12.7	33899	359924	8.6
96	345883	30347	315537	8.8	19695	326189	5.7
97	337634	38932	298705	11.5	26919	310718	8.0
98	262146	27951	234194	10.7	17758	244388	6.8
Total - Landing + Discards							
96	345946	30404	315543	8.8	19742	326205	5.7
97	337937	38941	298999	11.5	26921	311019	8.0
98	262370	27970	234399	10.7	17765	244605	6.8

Size regulation is either limit at 125cm with 15% tolerance in number or 119 cm with no tolerance.

Catch at size data were used for this estimation. For Canada, Chinese Taipei, Japan, Spain and U.S.A. catch at size have been provided by national scientists. For Portugal, a partial substitution and raising has been done by the Secretariat. For Brazil, national scientists provided catch at size for part of the fleets and rest were substituted and/or raised by the Secretariat. For the rest of the fisheries, catch at size were created by substituting size data.

Canada, Spain and U.S.A. reported zero or positive values as discards.

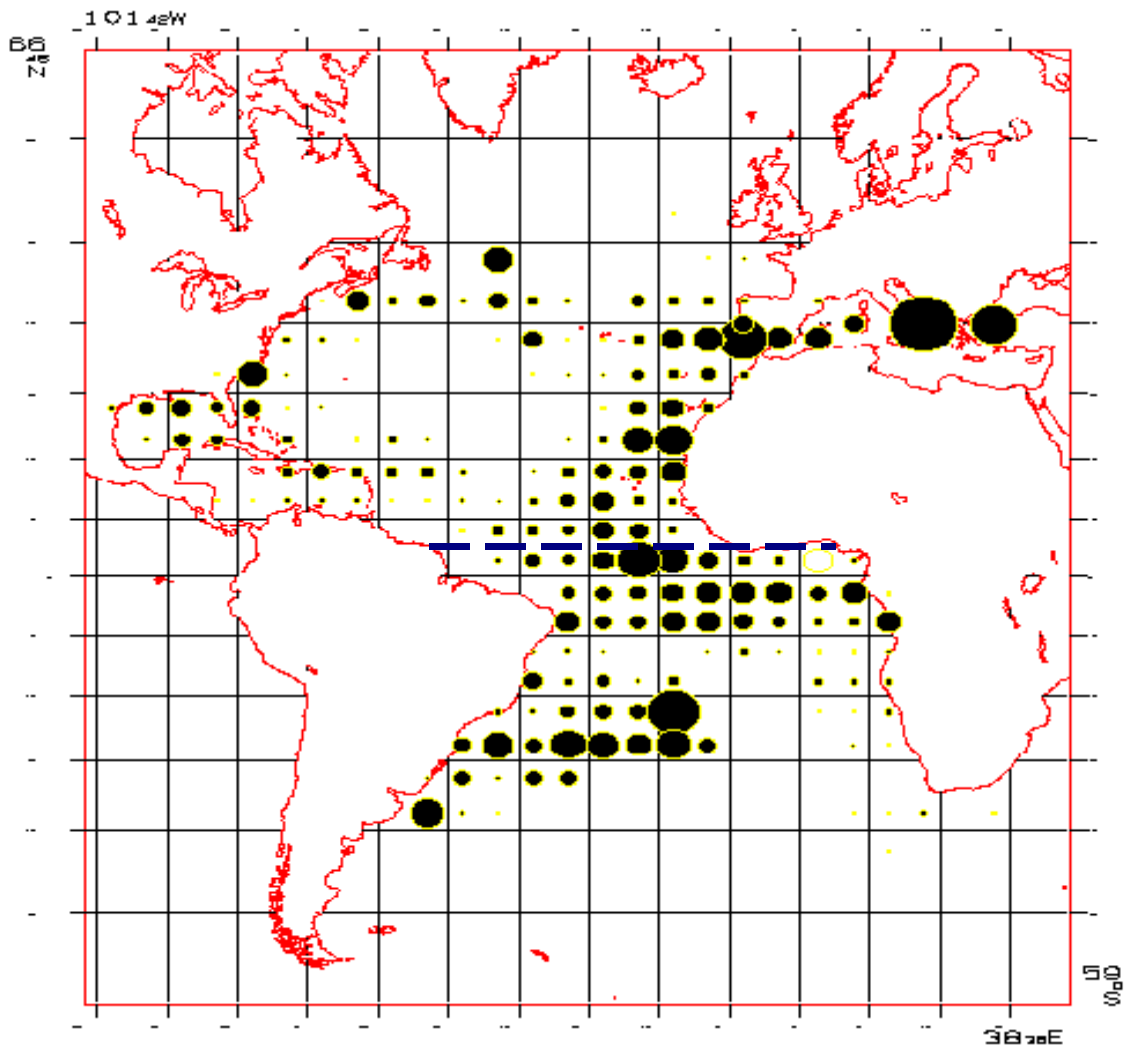


Fig. 1. Geographical distribution of swordfish catches by longline in 1996. Broken line shows boundary of hypothetical two stocks.

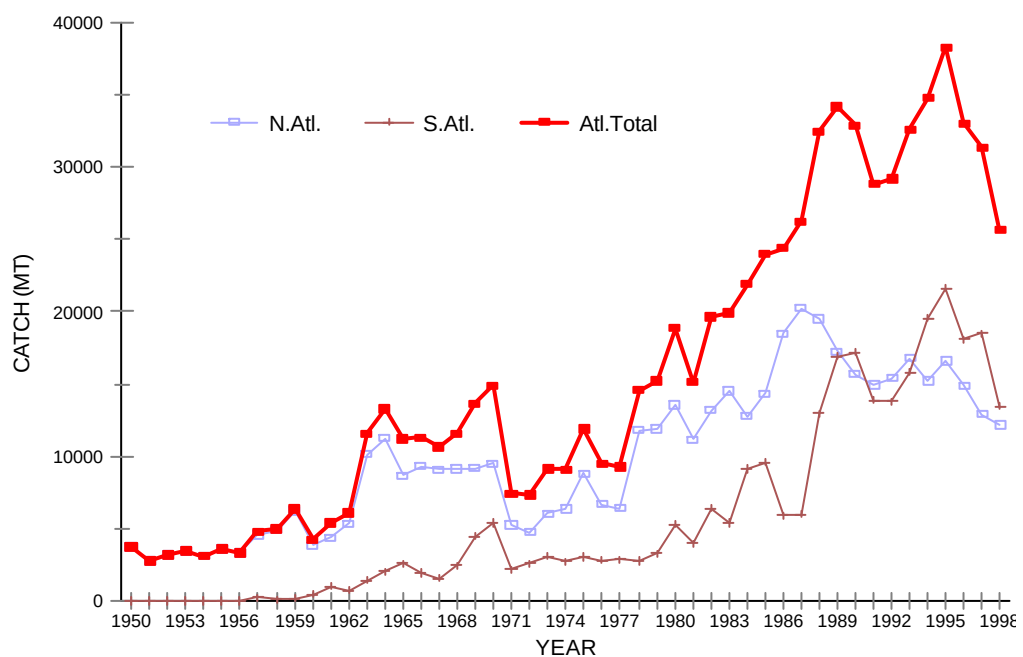
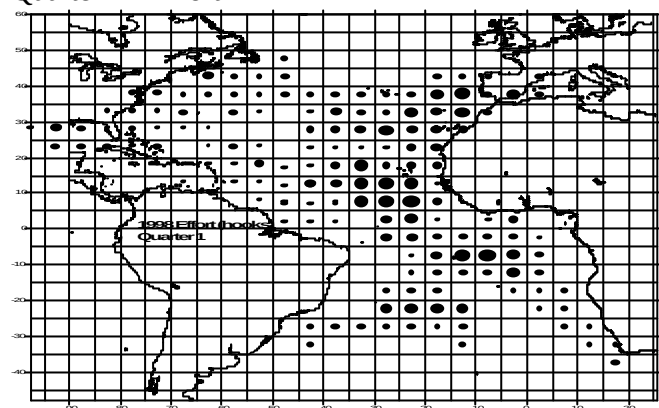
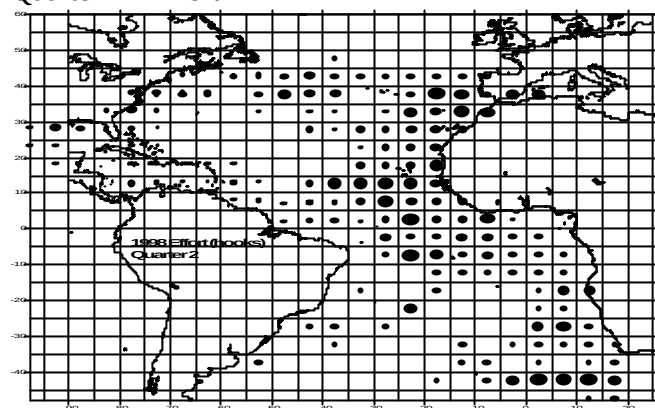


Fig. 2 Catches (MT including discards) of Atlantic swordfish by region.

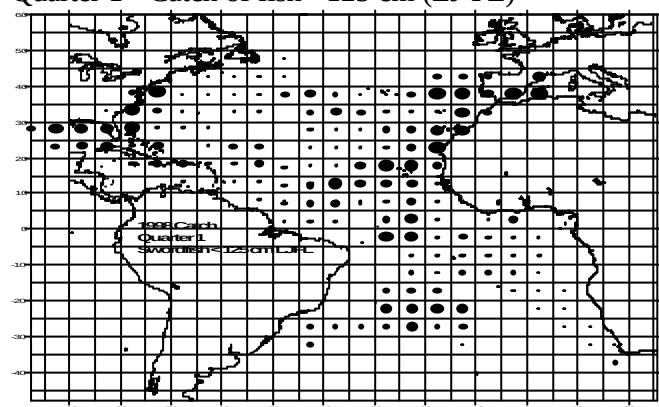
Quarter 1 - Effort



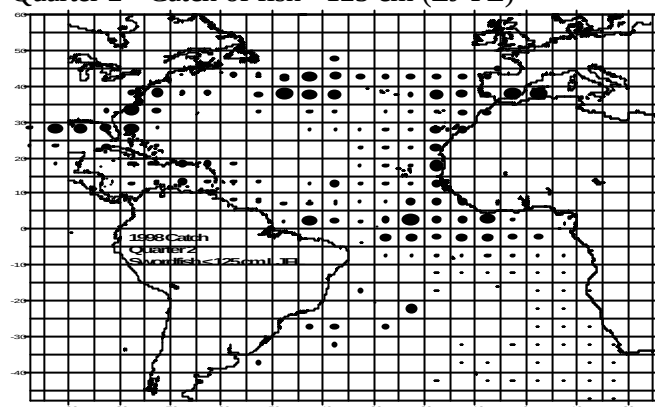
Quarter 2 - Effort



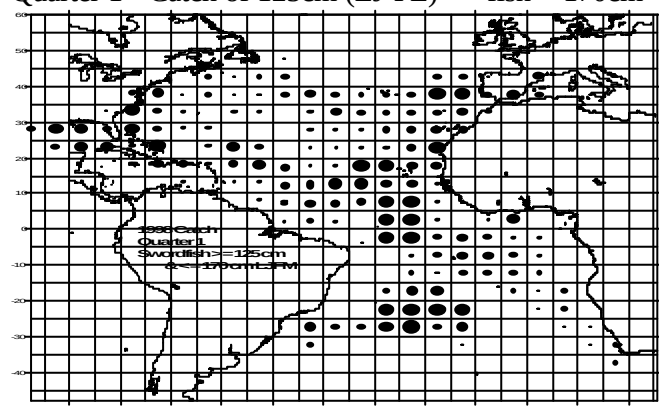
Quarter 1 - Catch of fish <125 cm (LJ-FL)



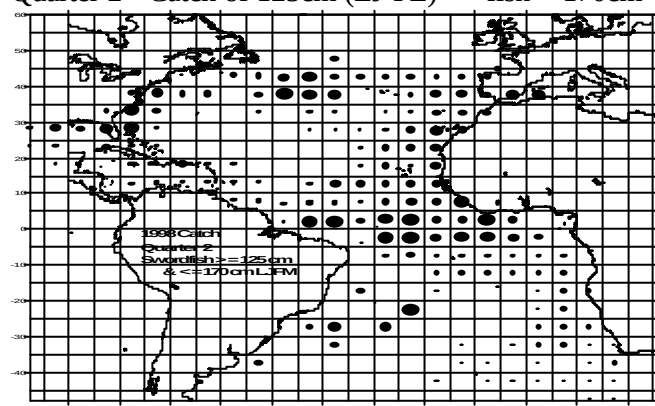
Quarter 2 - Catch of fish <125 cm (LJ-FL)



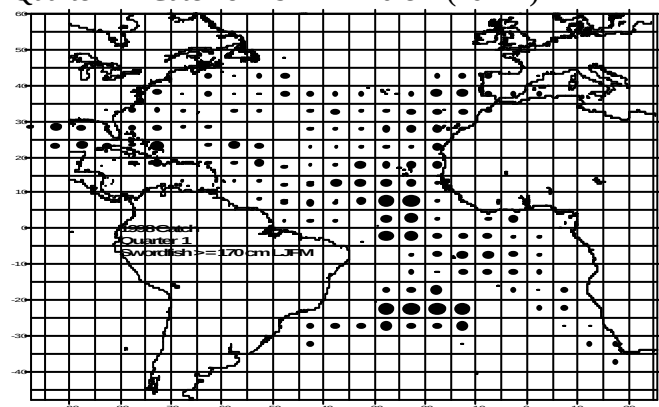
Quarter 1 - Catch of 125cm (LJ-FL) =< fish < 170cm



Quarter 2 - Catch of 125cm (LJ-FL) =< fish < 170cm



Quarter 1 - Catch of fish >= 170 cm (LJ-FL)



Quarter 2 - Catch of fish >= 170 cm (LJ-FL)

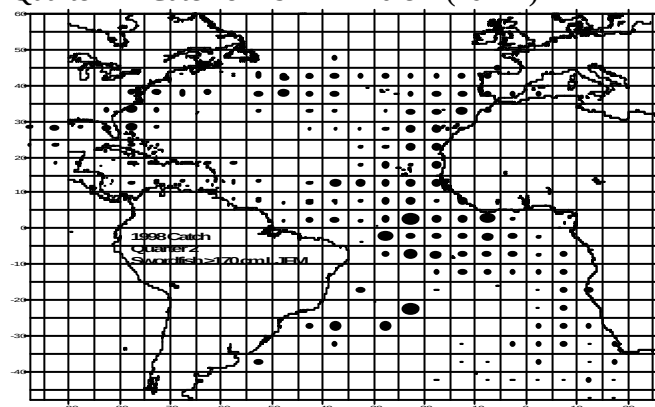
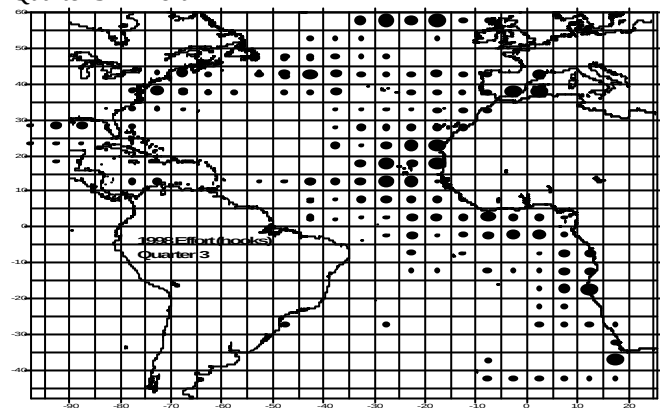
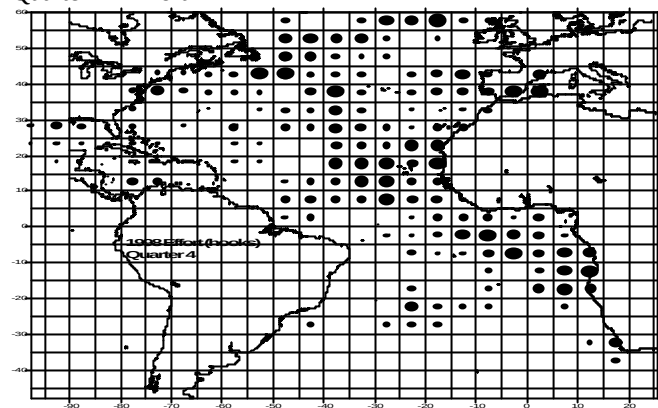


Fig. 3a. Geographical distribution of effort and swordfish catches (in number of fish) by size categories, for U.S. and Spanish longline fisheries, 1998.

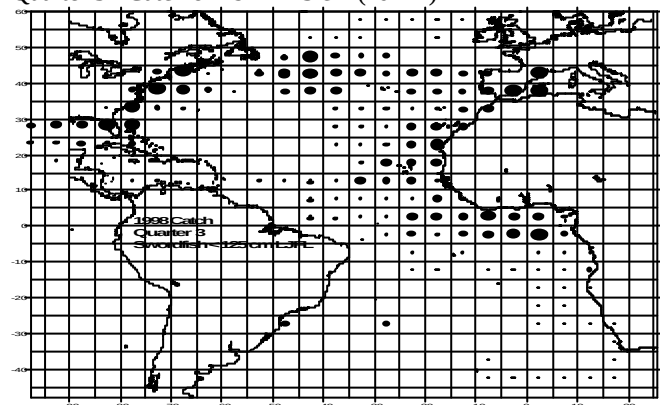
Quarter 3 - Effort



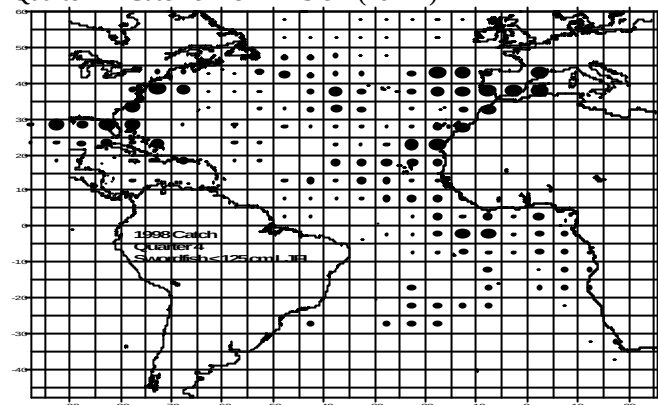
Quarter 4 - Effort



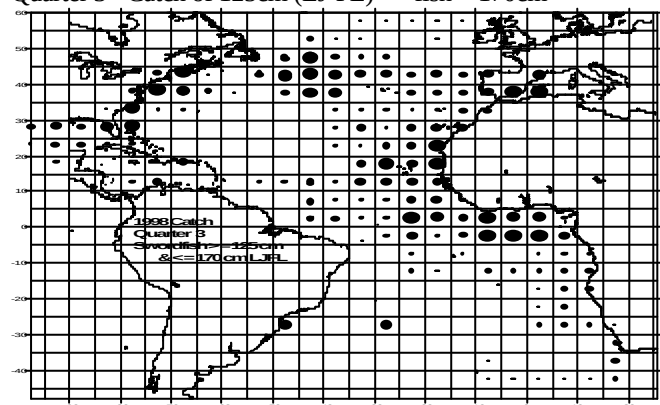
Quarter 3 - Catch of fish <125 cm (LJ-FL)



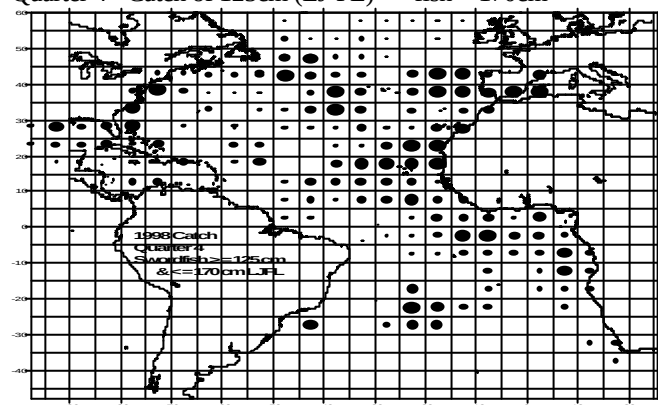
Quarter 4 - Catch of fish <125 cm (LJ-FL)



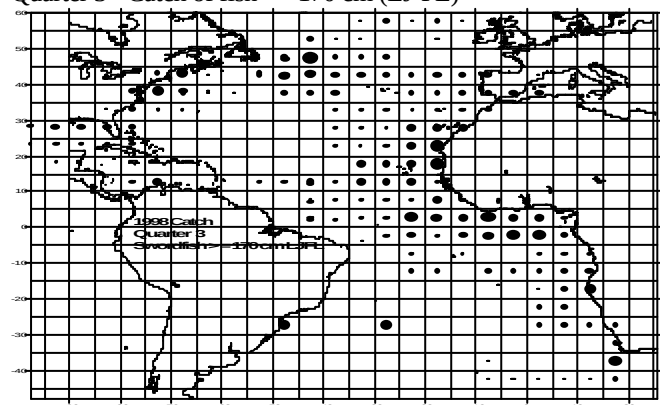
Quarter 3 - Catch of 125cm (LJ-FL) =< fish < 170cm



Quarter 4 - Catch of 125cm (LJ-FL) =< fish < 170cm



Quarter 3 - Catch of fish >= 170 cm (LJ-FL)



Quarter 4 - Catch of fish >= 170 cm (LJ-FL)

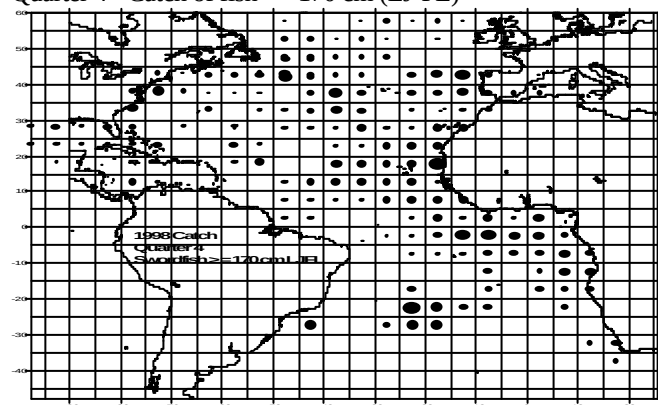
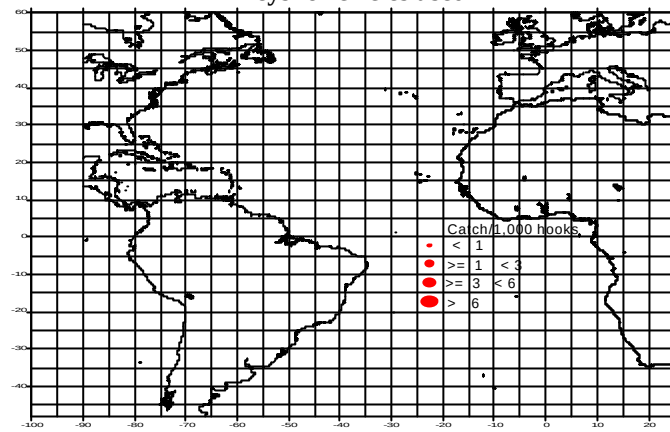
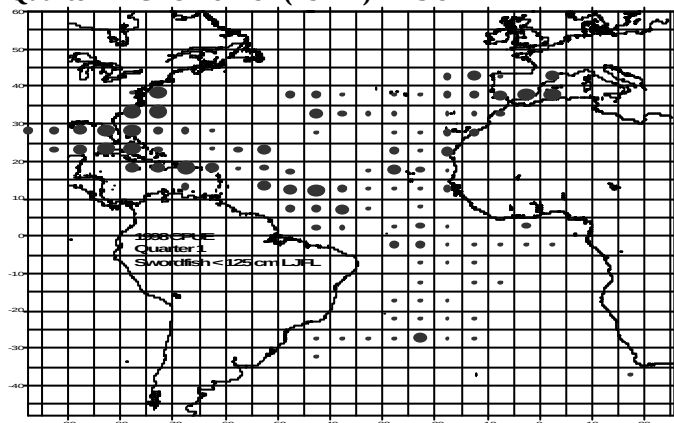


Fig. 3a. Continued.

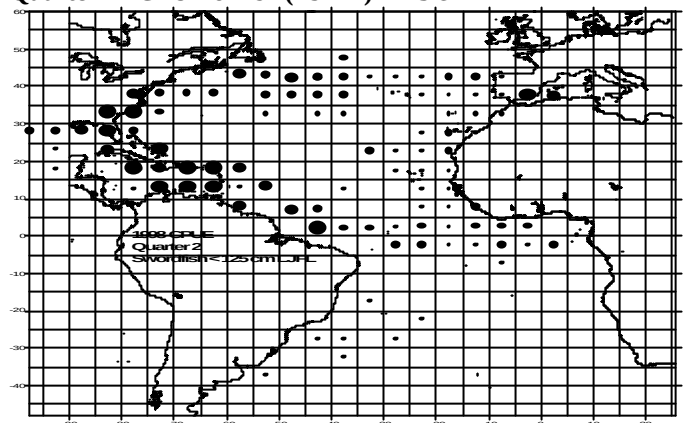
Keys for circles used



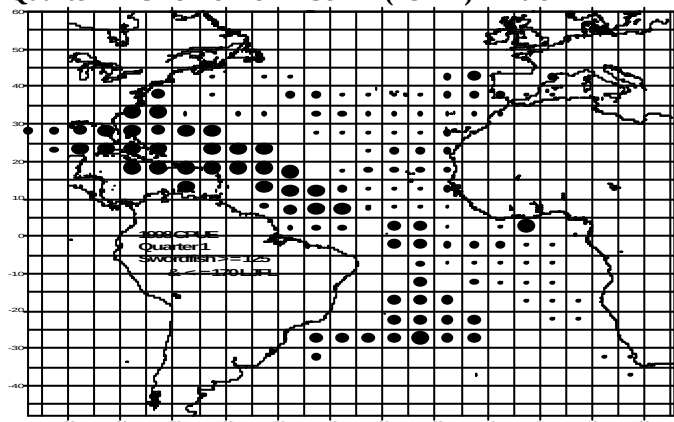
Quarter 1 - CPUE of fish (LJ-FL) <125 cm



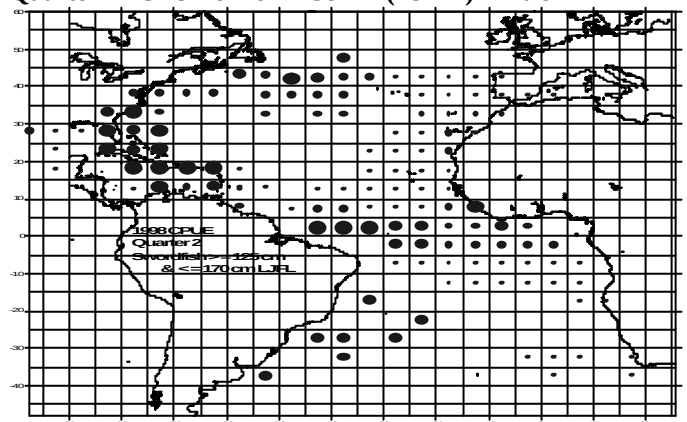
Quarter 2 - CPUE of fish (LJ-FL) <125 cm



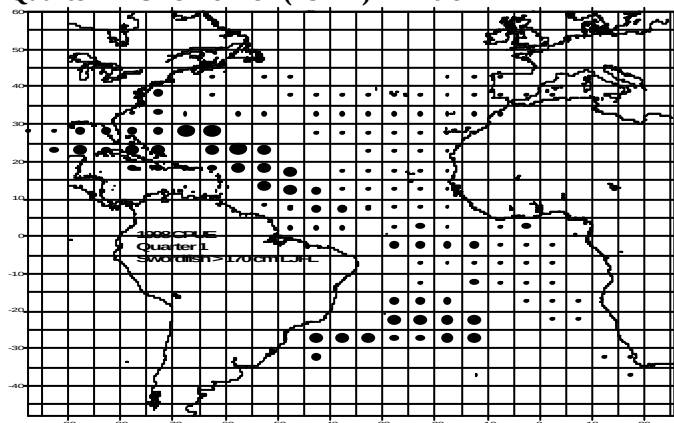
Quarter 1 - CPUE of fish 125cm=<(LJ-FL) <170 cm



Quarter 2 - CPUE of fish 125cm=<(LJ-FL) <170 cm



Quarter 1 - CPUE of fish (LJ-FL) >=170 cm



Quarter 2 - CPUE of fish (LJ-FL) >=170 cm

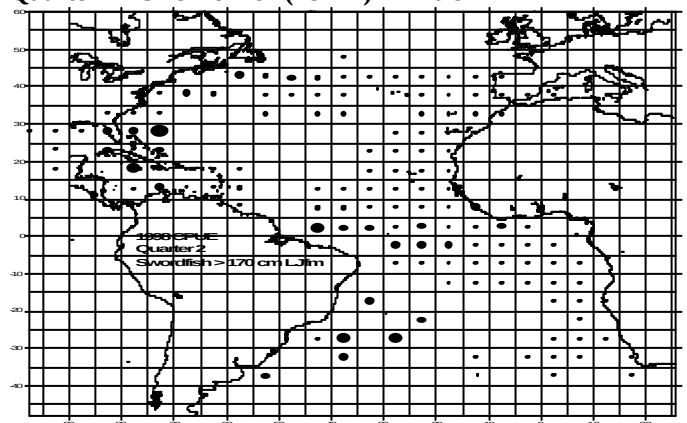
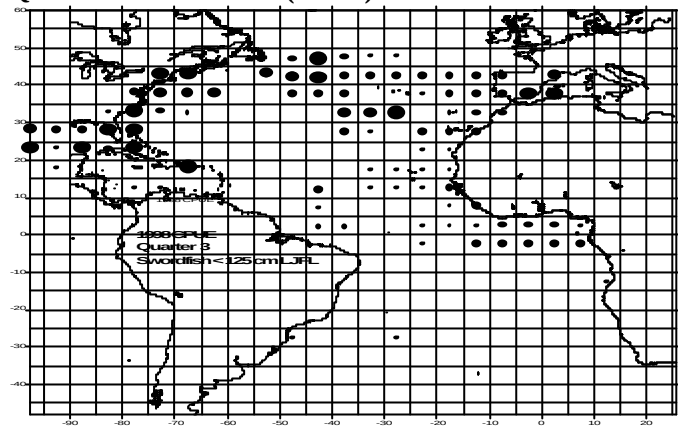
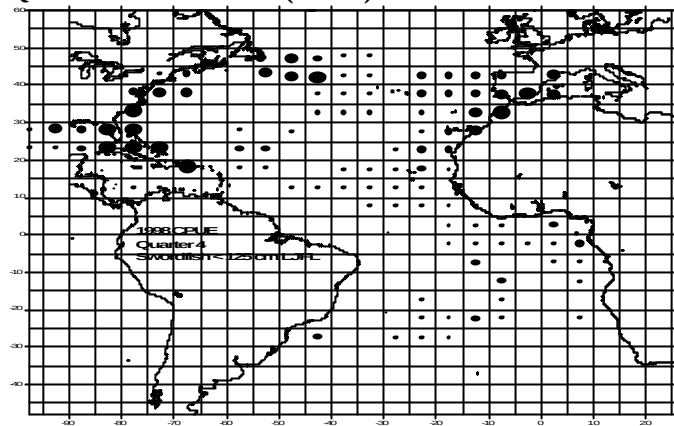


Fig. 3b. Geographical distribution of swordfish CPUE by fish size categories, for U.S. and Spanish longline fisheries, 1998.

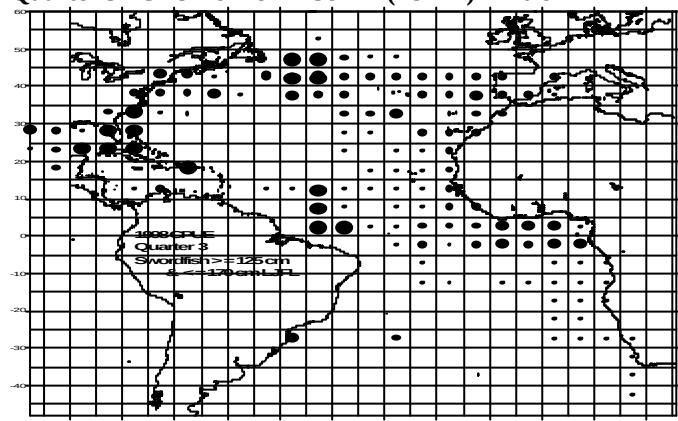
Quarter 3 - CPUE of fish (LJ-FL) <125 cm



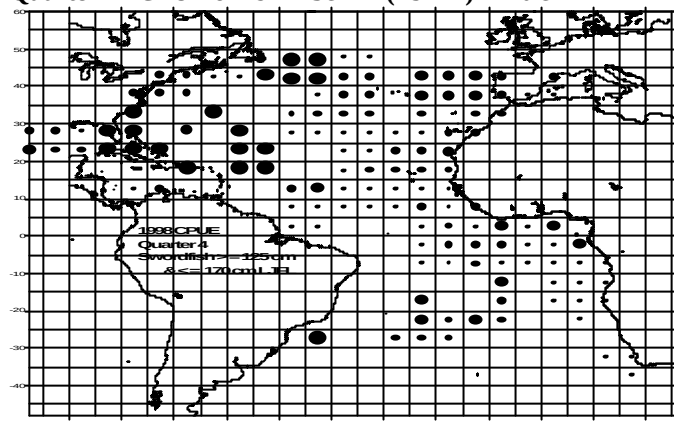
Quarter 4 - CPUE of fish (LJ-FL) <125 cm



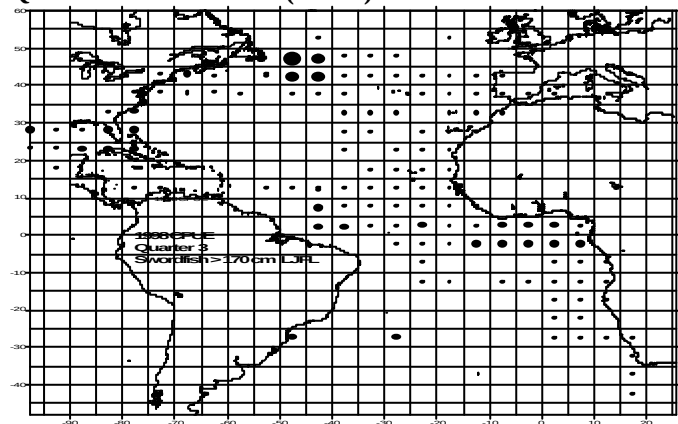
Quarter 3 - CPUE of fish 125cm=<(LJ-FL) <170 cm



Quarter 4 - CPUE of fish 125cm=<(LJ-FL) <170 cm



Quarter 3 - CPUE of fish (LJ-FL) >=170 cm



Quarter 4 - CPUE of fish (LJ-FL) >=170 cm

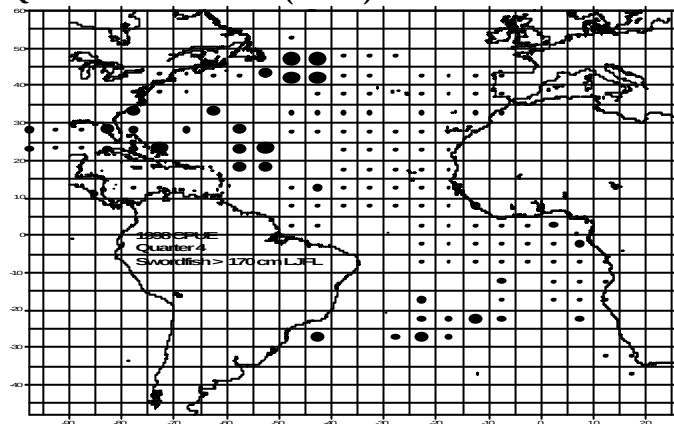


Fig. 3b. Continued.

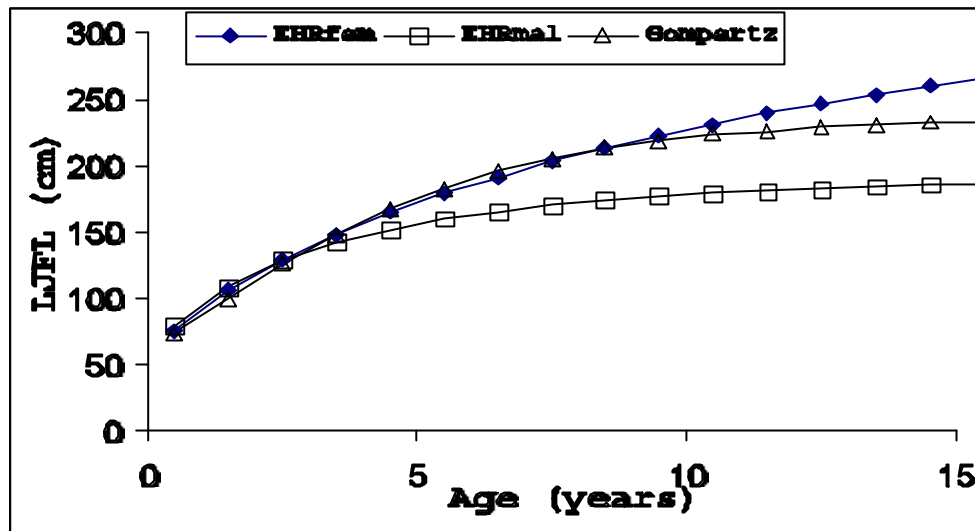


Fig. 4. Growth curves used for age slicing of the swordfish catch-at-size (CAS) data. EHRfem and EHRmal are the sex-specific growth curves applied to data for the North. Gompertz is the “unisex” curve assumed for assessments of swordfish in the past.

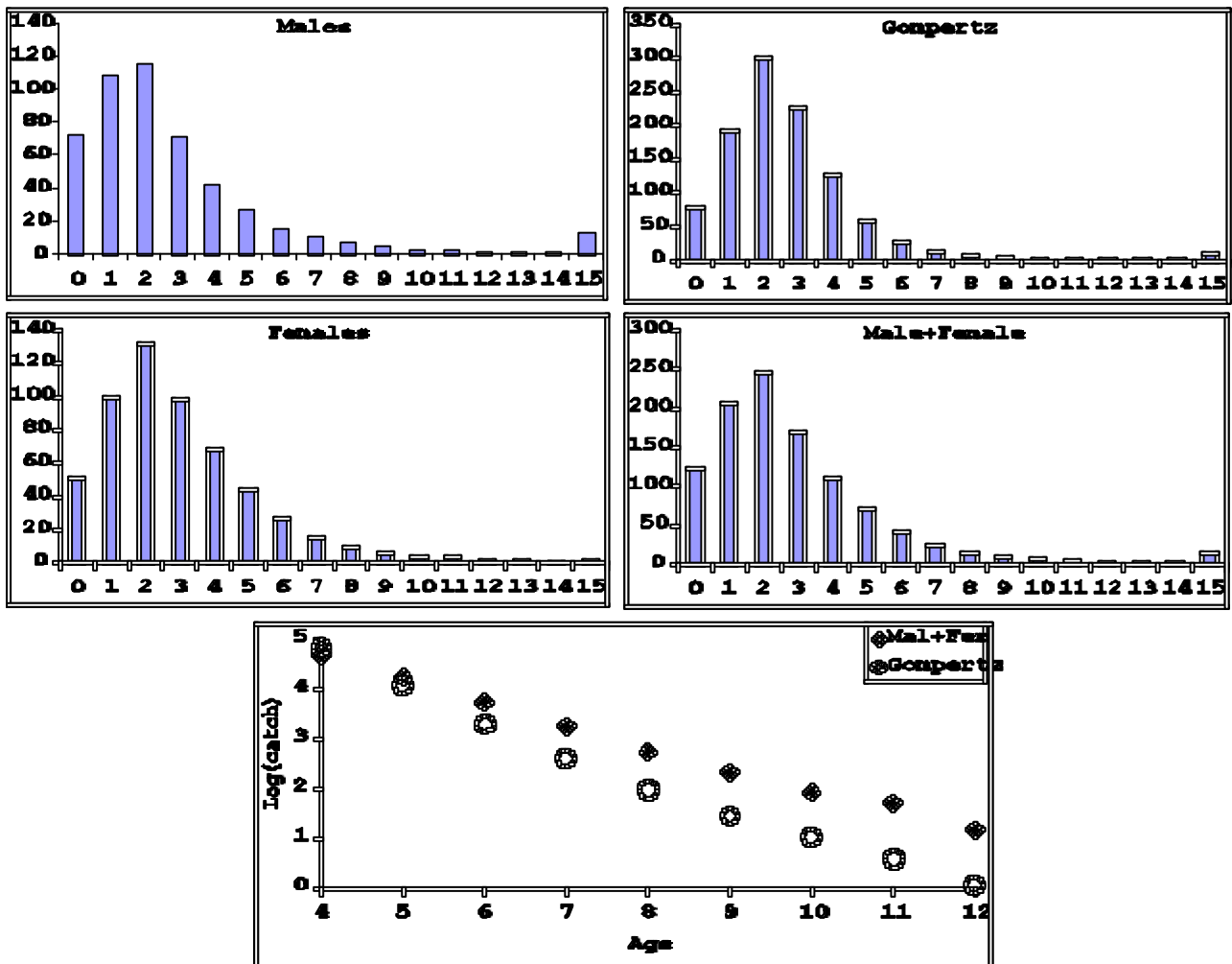


Fig. 5. Comparison of catch at age estimates obtained using sex-specific growth curves or the “unisex” Gompertz growth curve (North Atlantic swordfish, 1996 to 1998 data combined). The top 4 panels depict catch (in 1000s) at age. The lower panel contrasts the logarithm of the total catch estimates obtained with the two approaches, indicating that the sex-specific estimates should result in lower mortality estimates (i.e. the trend in log catches is less steep).

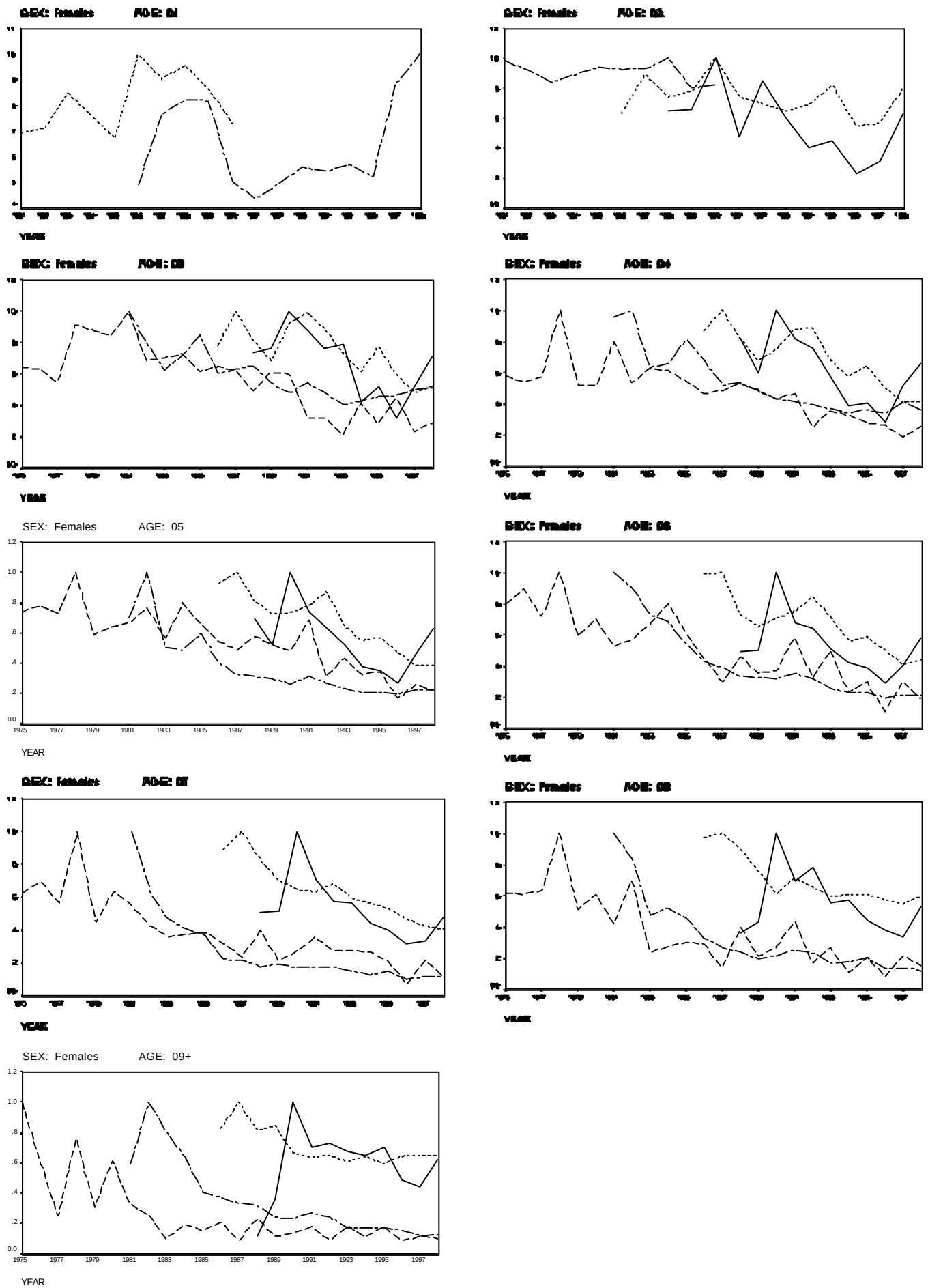


Fig. 6. Standardized CPUE series (scaled to the maximum values) for the north Atlantic swordfish, by sex and age, for Canada, Japan, Spain and U.S. fleets.

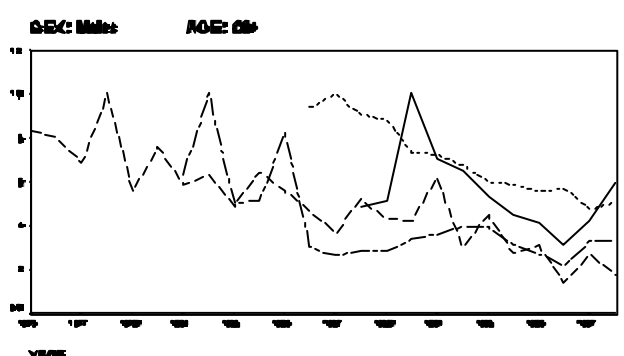
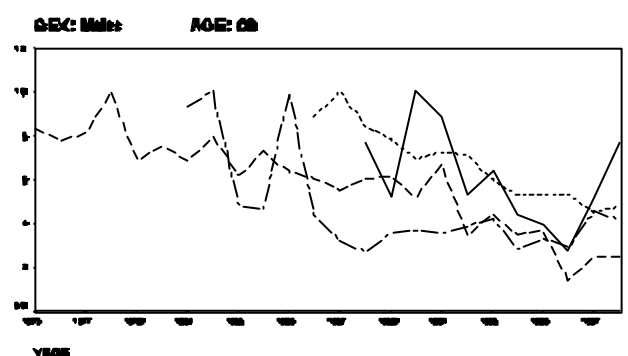
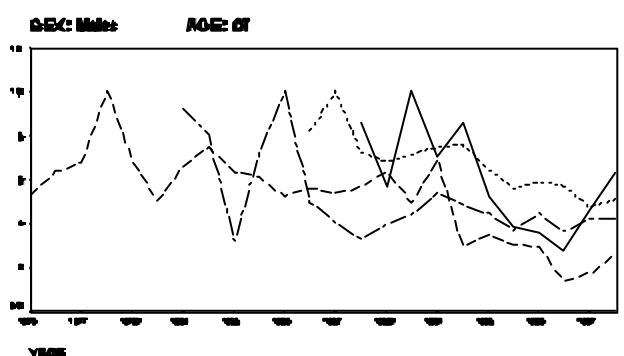
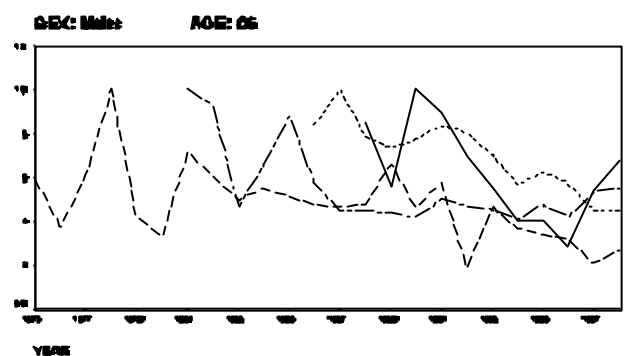
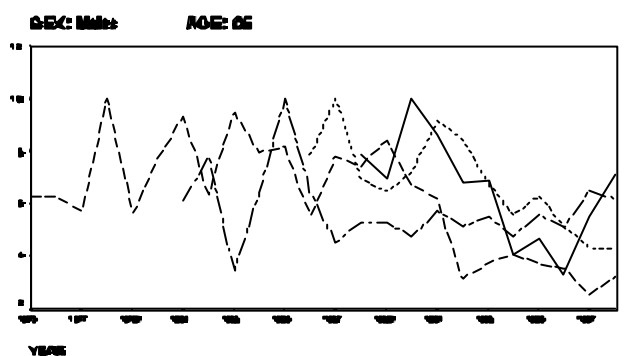
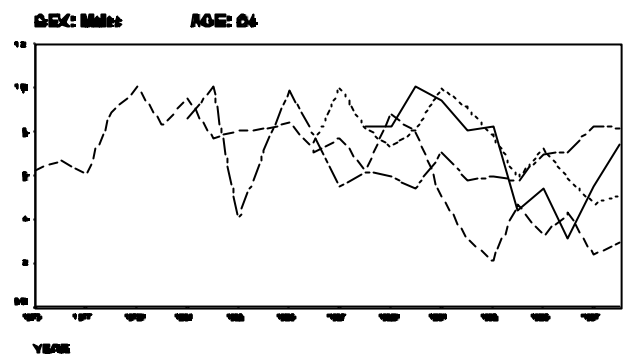
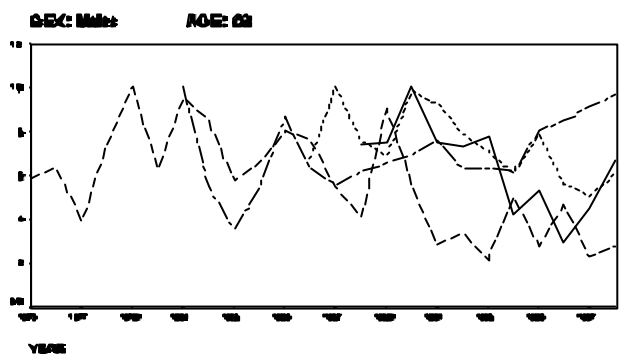
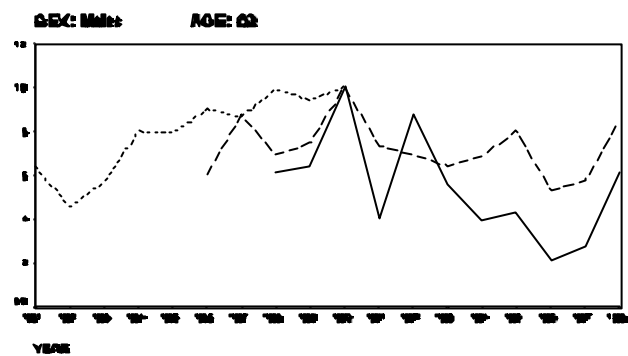
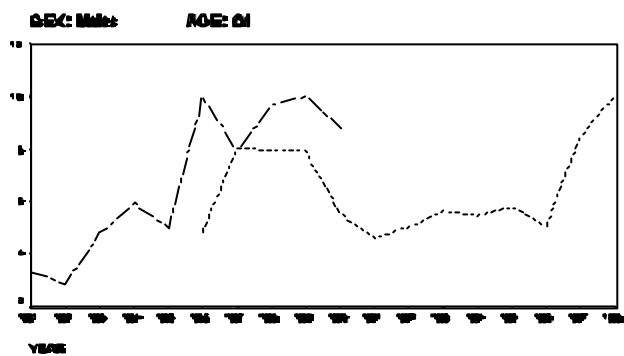


Fig. 6. Continued.

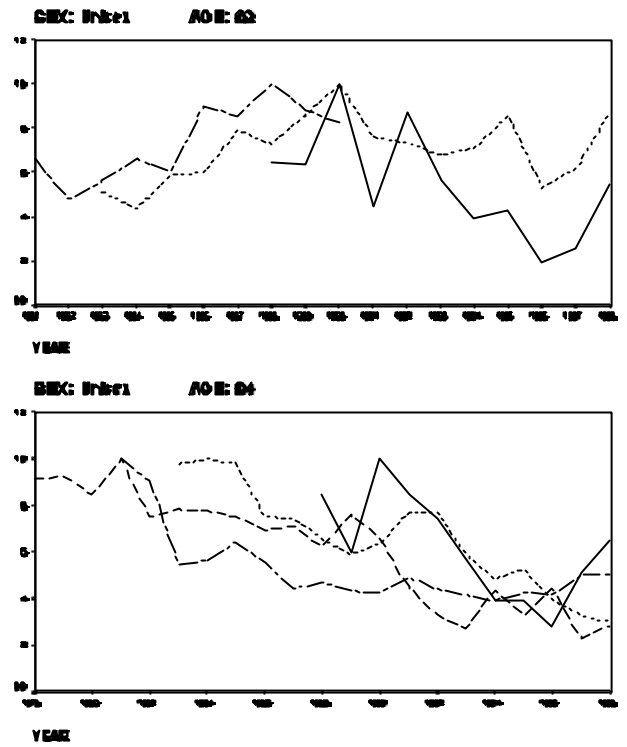
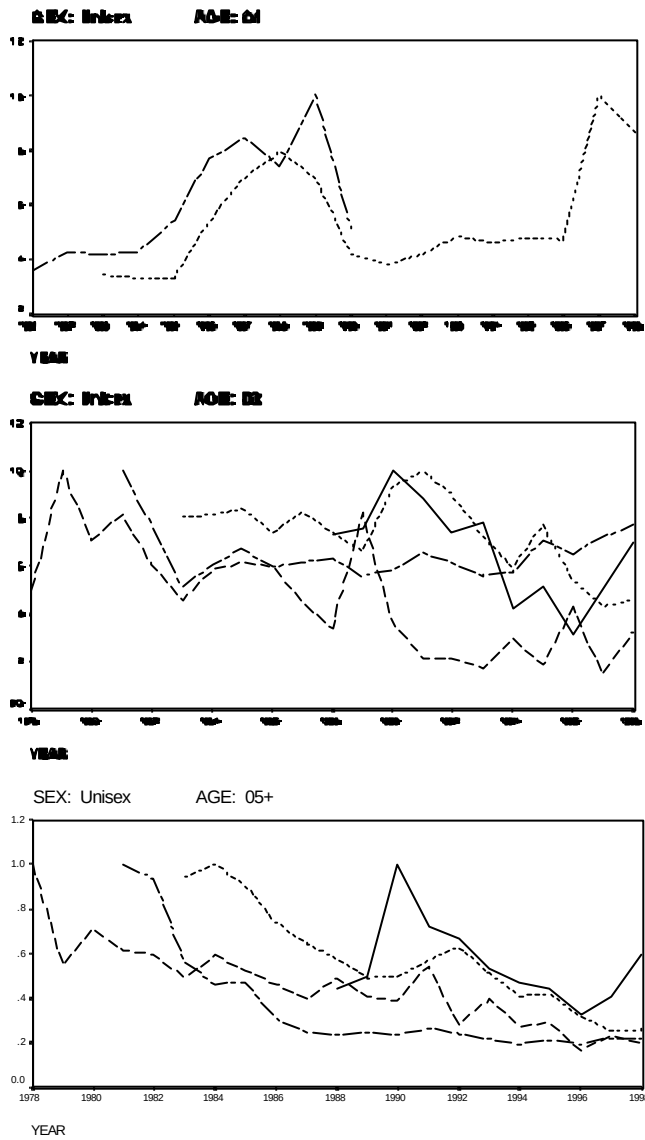


Fig. 7a. Unisex age-specific standardized indices (scaled to the maximum values) for the North Atlantic swordfish, by age.

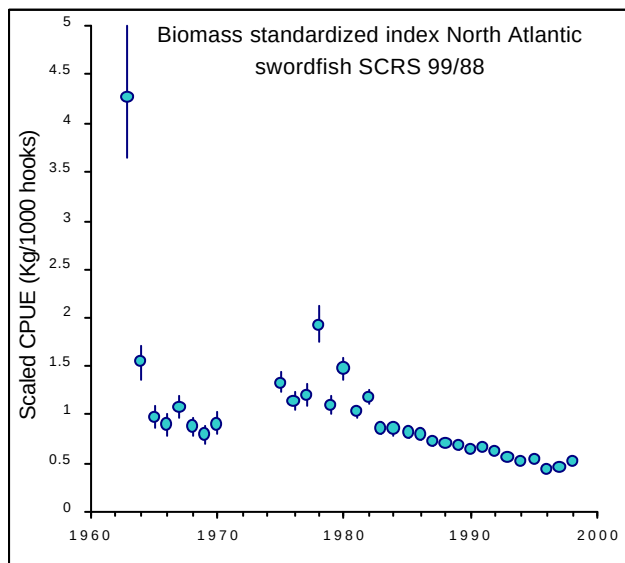


Fig. 7b. Biomass standardized index for north Atlantic swordfish.

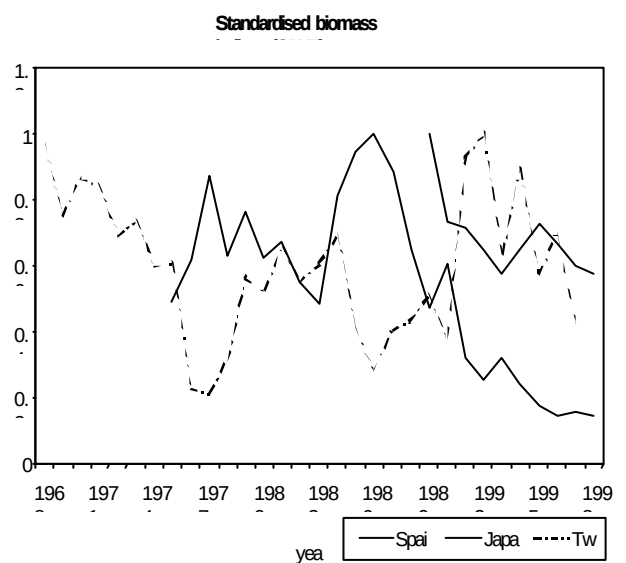


Fig. 7c. Biomass standardized indices (scaled to the maximum values) for the south Atlantic swordfish.

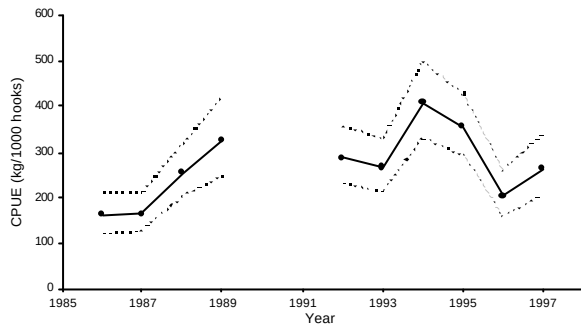


Fig. 8. Standardized CPUE for the Brazilian longline fishery (solid line) with the upper and lower confidence limits (dotted lines).

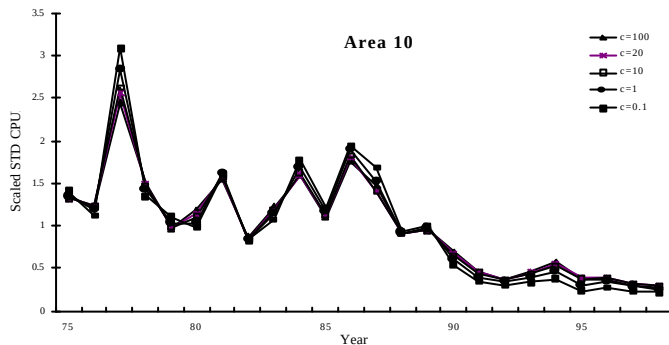


Fig. 10 The effect of different choices of the magnitude to the constant in fitting the standard GLM to the Japanese tuna longline CPUE data for Area 10.

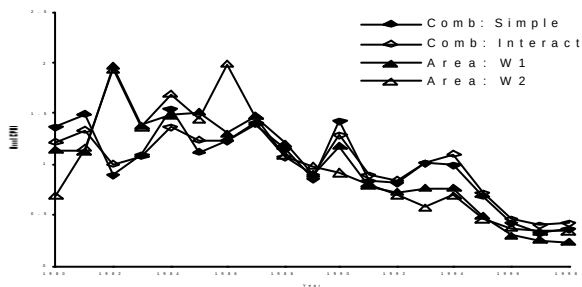


Fig. 12. Comparison between fitting a single GLM to all areas combined, with area as a factor and separate GLMs fitted to each area, for the Japanese data from Areas 8, 9, 11 and 12. The options illustrated are GLM fitted to all data with area as a factor, both with (Comb: Simple) and without (Comb: Interact) random year*area interaction. Separate GLMs fitted to each area, combined weighted by the size of each area (Area: W1) or by the area fished within each area (Area: W2).

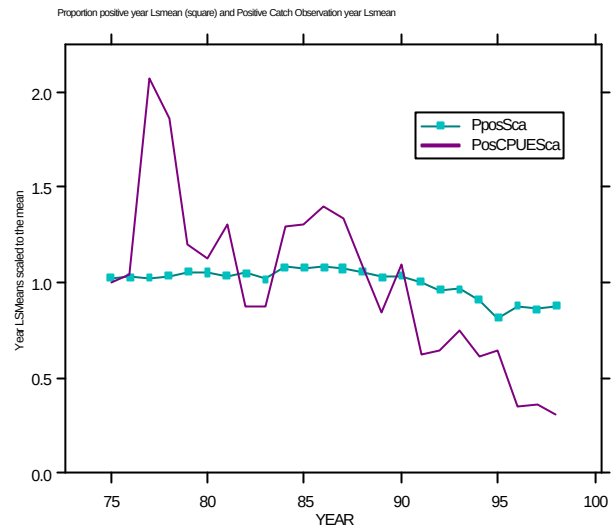


Fig. 9. Plot showing trends in year effects for the positive catch records and in the proportion of positive-catch records in the Japanese and Chinese-Taipei tuna longline fisheries.

Std CPUE solid line DELTA lognormal / triangle GLM JAPAN South Atl area 10

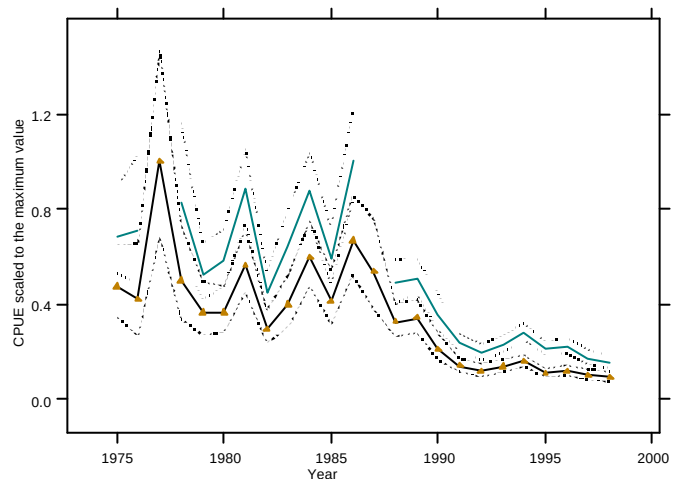


Fig. 11. Comparison between DLN (upper solid line) and GLM (lower solid line) fits, with confidence intervals (dotted lines) to the Japanese tuna longline CPUE data for Area 10.

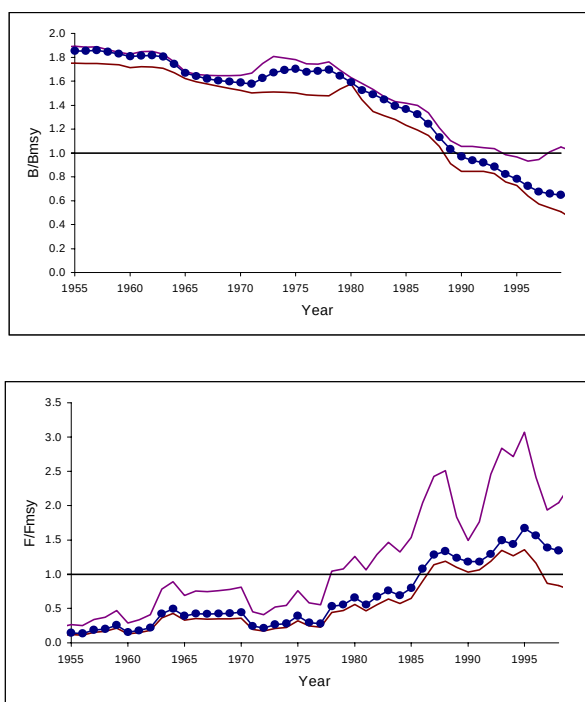


Fig. 13a. B/Bmsy and F/Fmsy trajectories for the north Atlantic ASPIC assessment with bootstrap 80% confidence intervals.

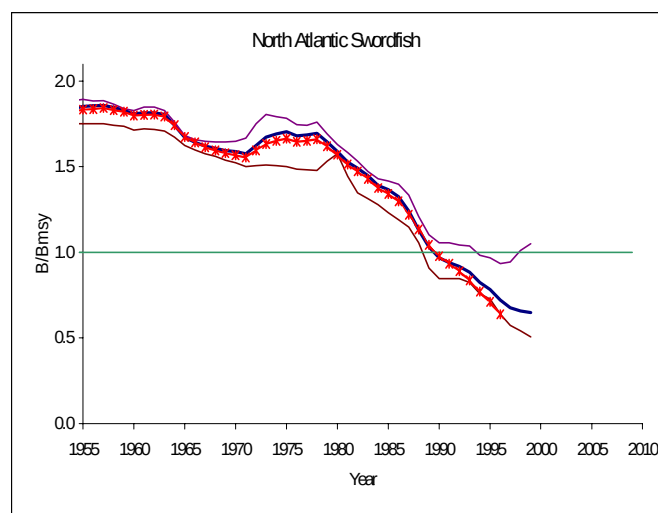


Fig. 13b. Comparison of model results fitting the production model to revised catch and effort data through 1995 (line with symbols) and through the current base case (heavy line), with bootstrap 80% confidence intervals..

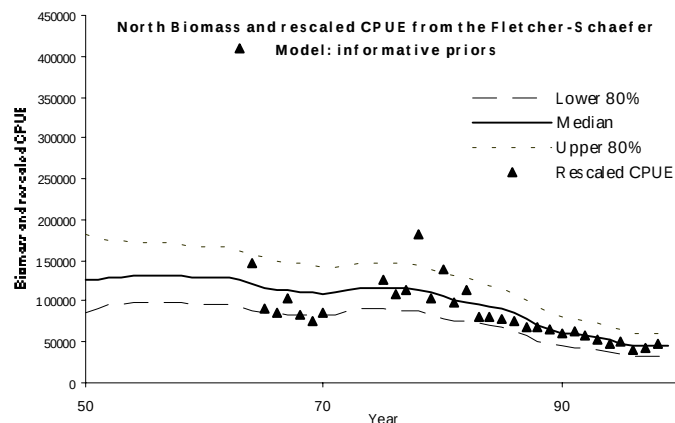
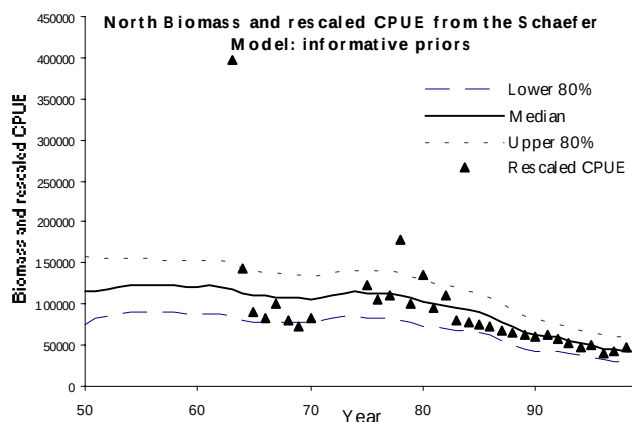
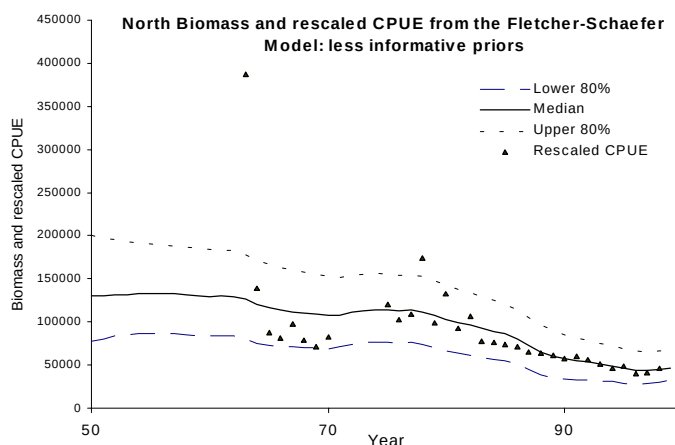
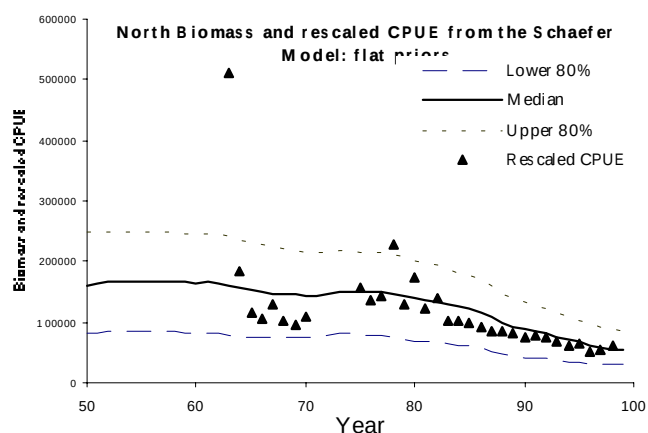


Fig. 14. Bayesian method fits of various production model formulations to the rescaled CPUE data. 80% Confidence intervals are shown.

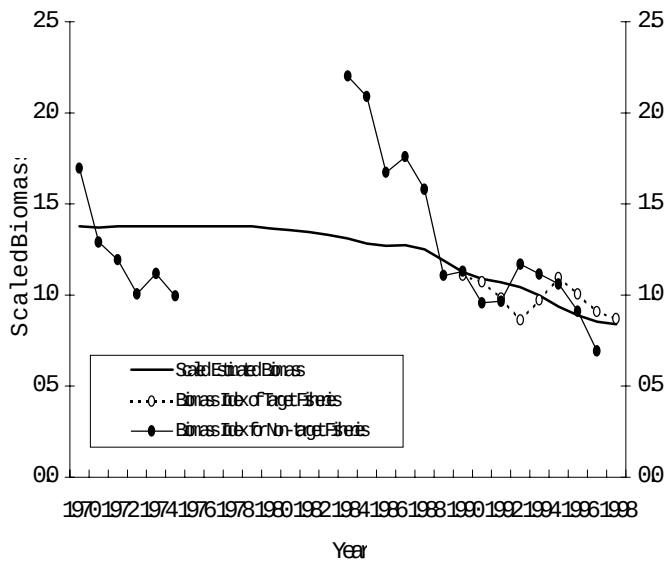


Fig. 15. The estimated biomass (ASPIC, base case) and biomass indices for the target and the non-target fisheries for 1970-1998. All the values are scaled to the average of 1989-1997 which is set at 1.0

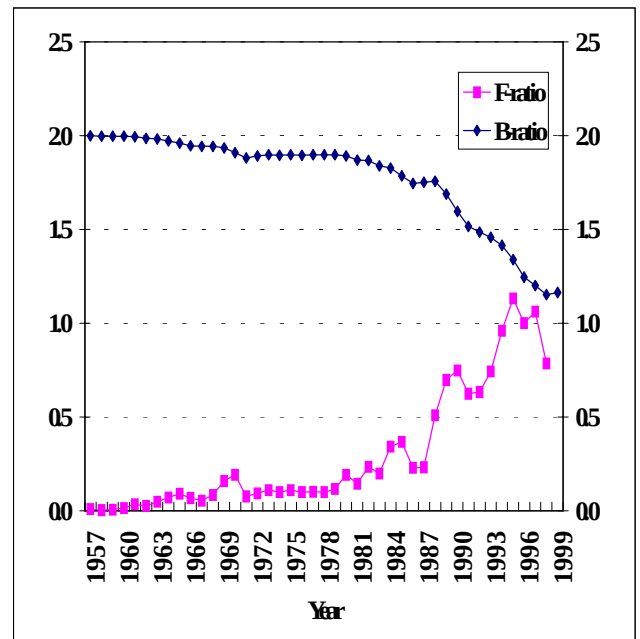


Fig. 16. Estimated biomass and fishing mortality rate ratios relative to Bmsy and Fmsy, for the south Atlantic swordfish base case assessment.

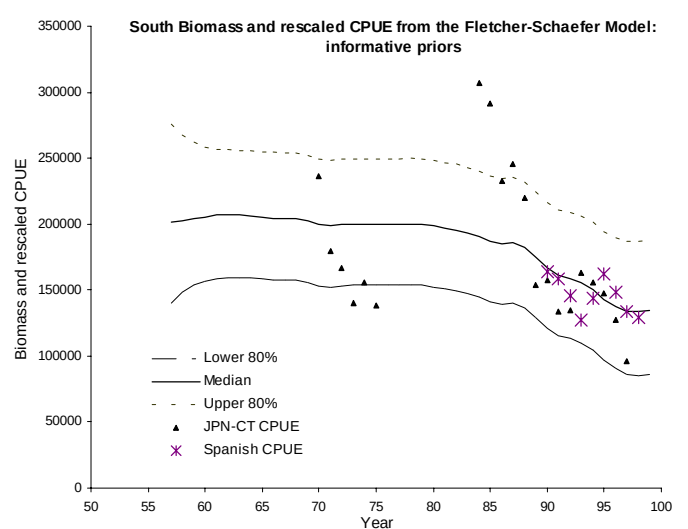
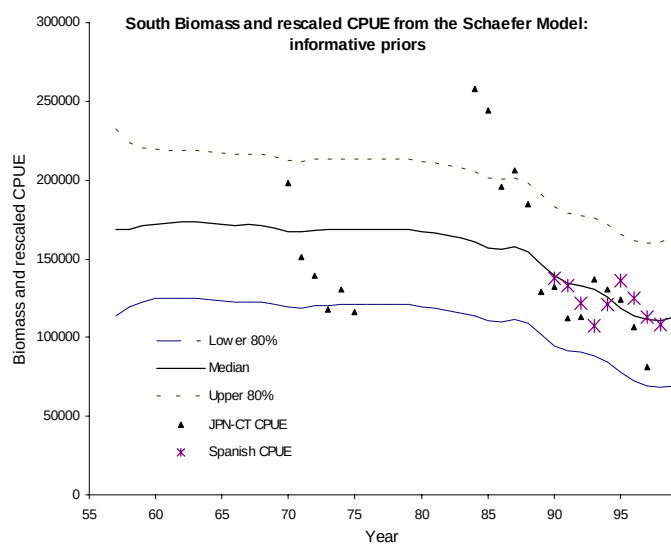
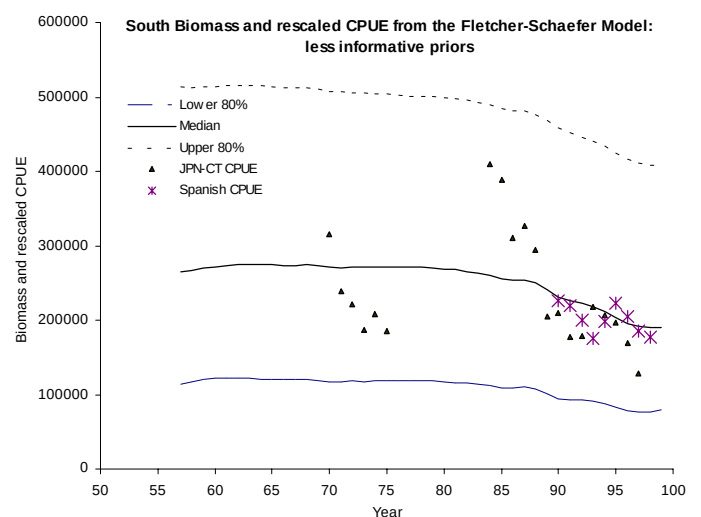
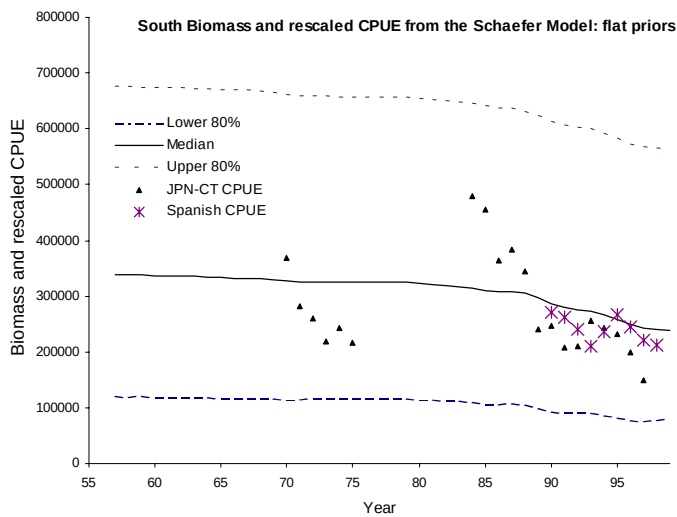


Fig. 17. Bayesian methods production model application to the south Atlantic swordfish data.

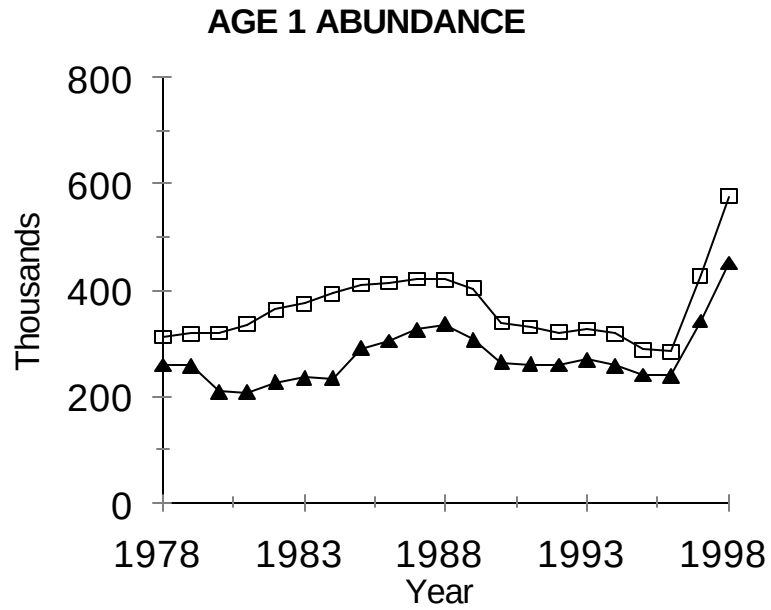


Figure 18. Abundance of age 1 female (squares) and male (triangles) swordfish.

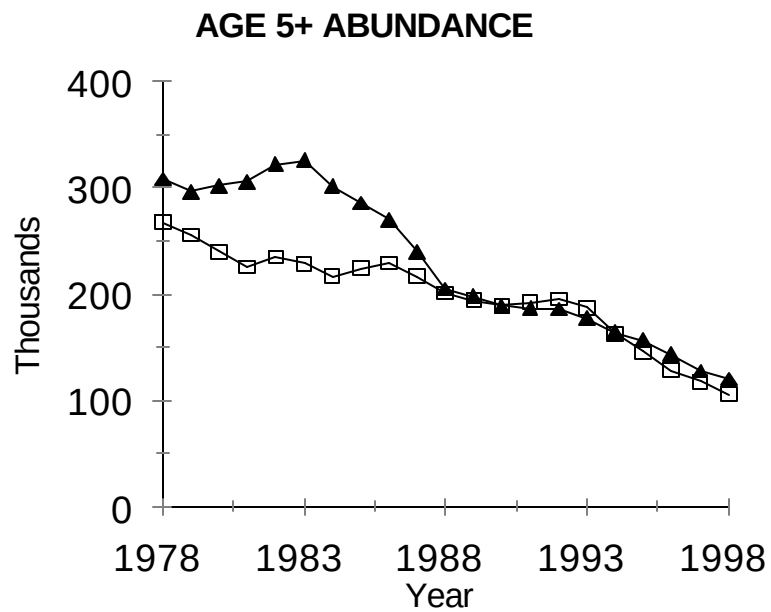


Figure 19. Abundance of age 5+ female (squares) and male (triangles) swordfish.

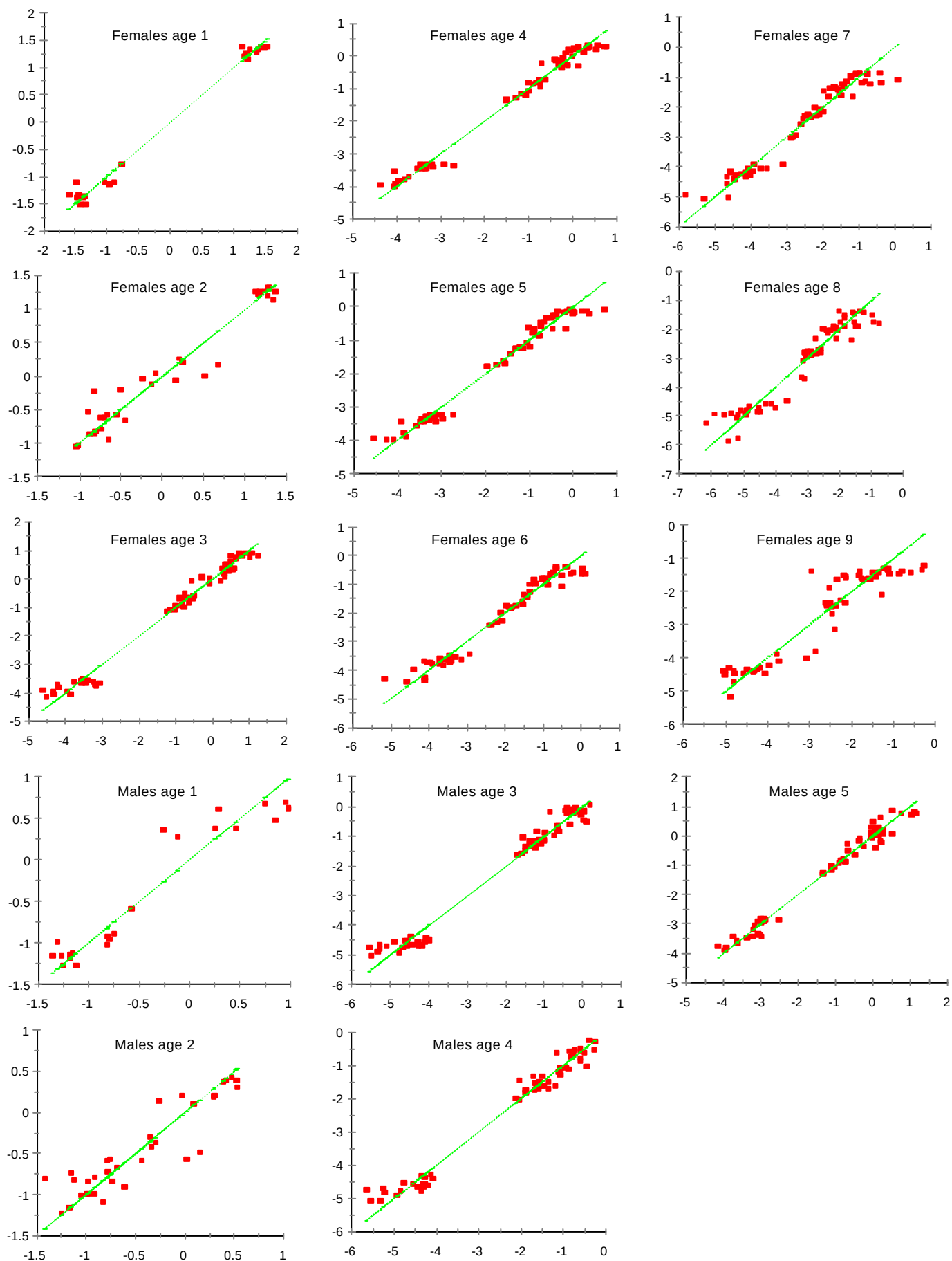


Fig. 20. Observed versus predicted values of the indices of abundance for the base case VPA.

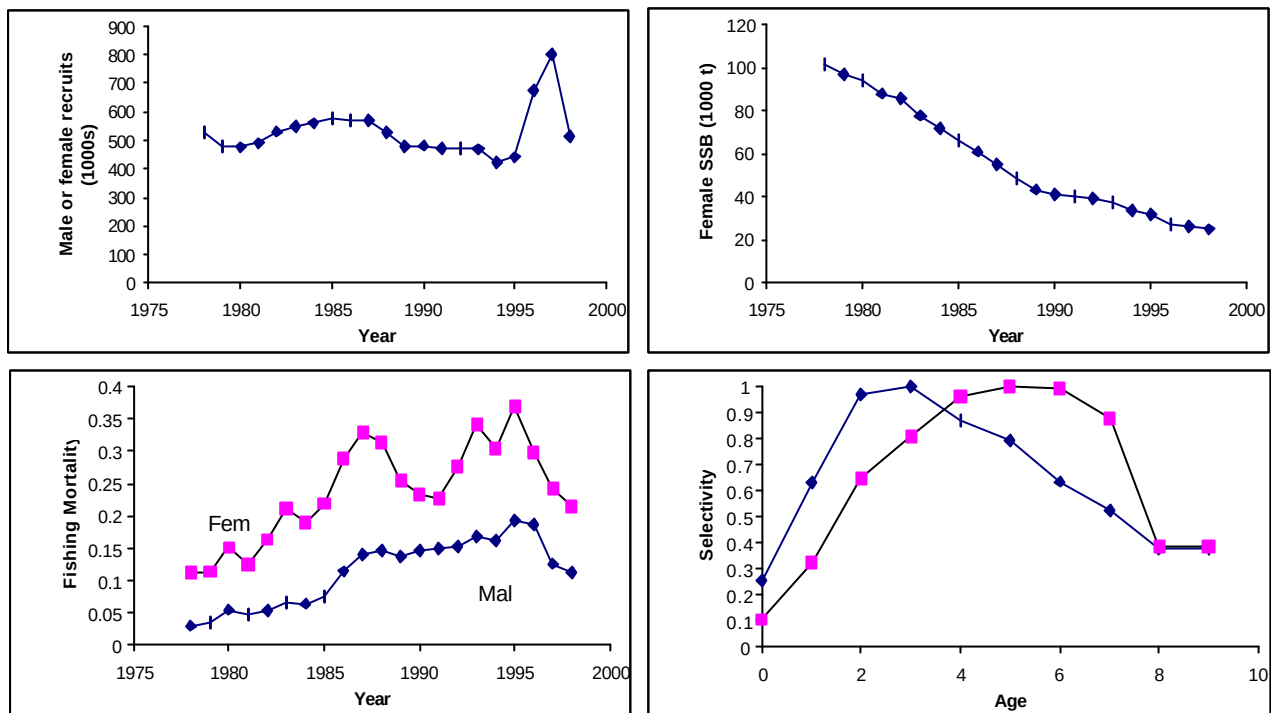


Fig. 21. Selected results from the separable model applied to the sex-specific data for ages 0 to 9+. Recruits are age 0 and SSB is spawning stock biomass.

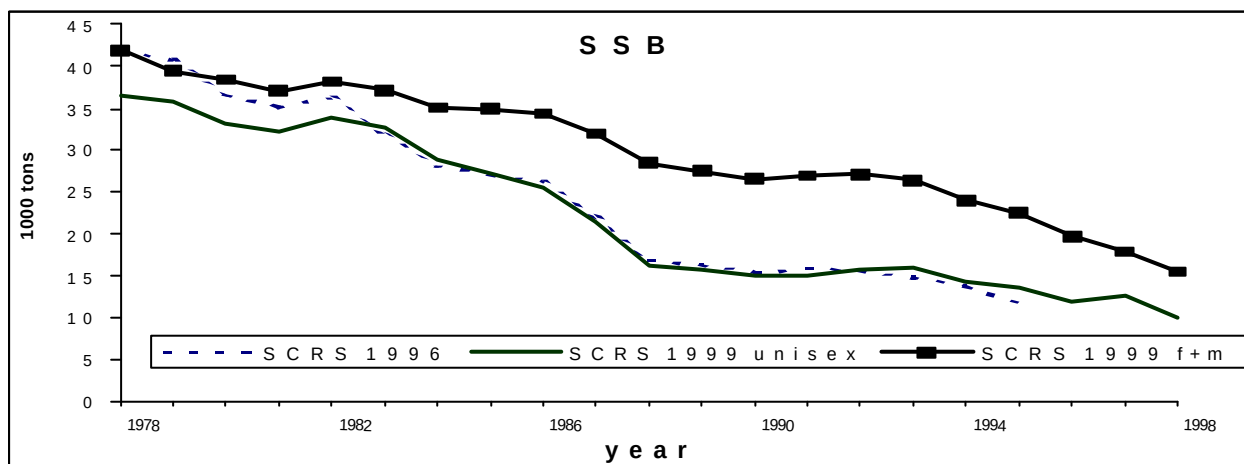


Fig. 22. Estimated recruitment from the 1996 and 1999 SCRS assessments using the Gompertz growth equation.

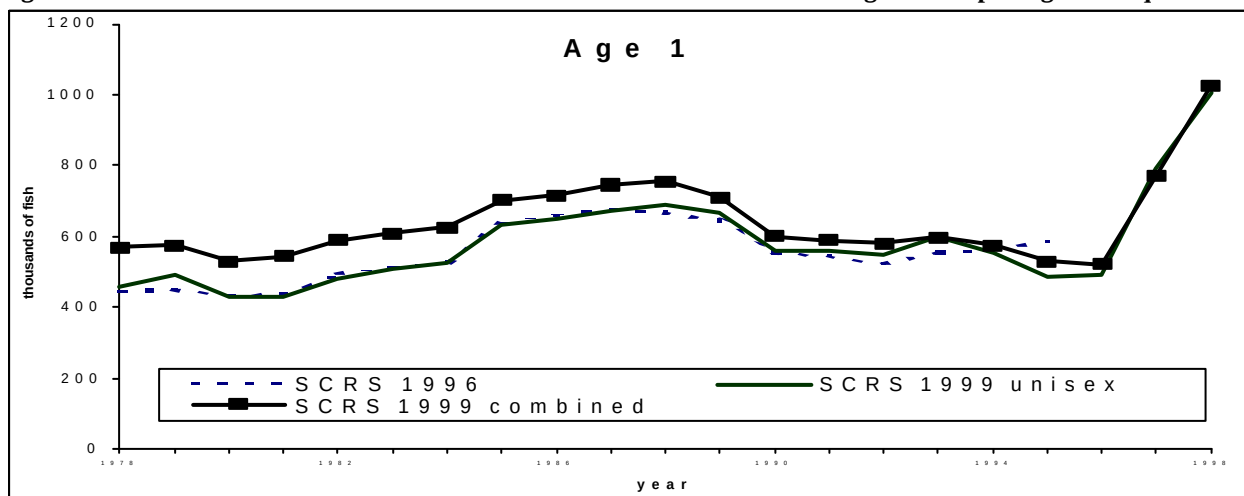


Fig. 23. Estimated spawning stock biomass from the 1996 and 1999 SCRS assessments using the Gompertz growth equation.

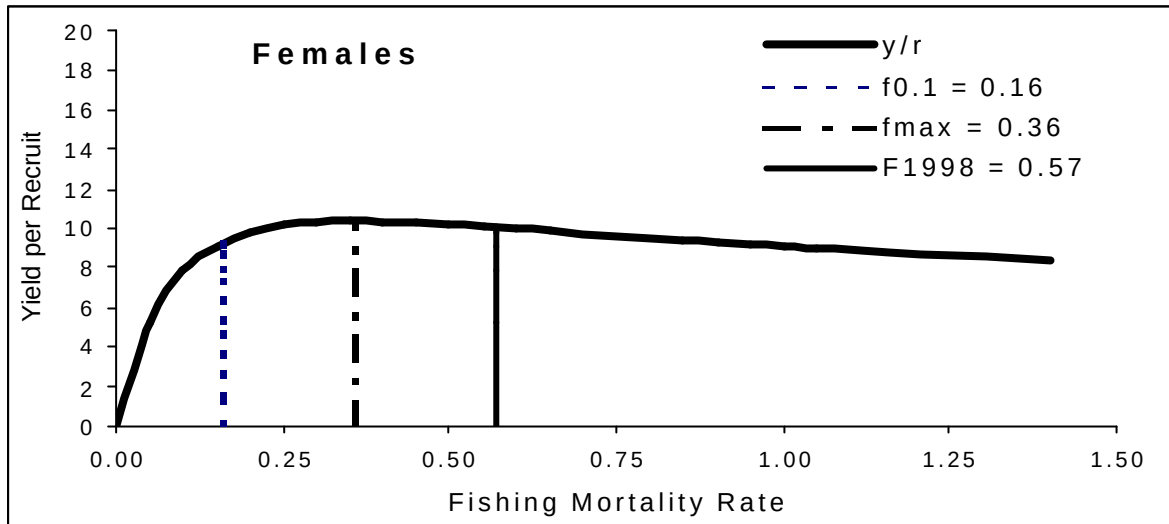


Figure 24. Female yield per recruit for North Atlantic swordfish

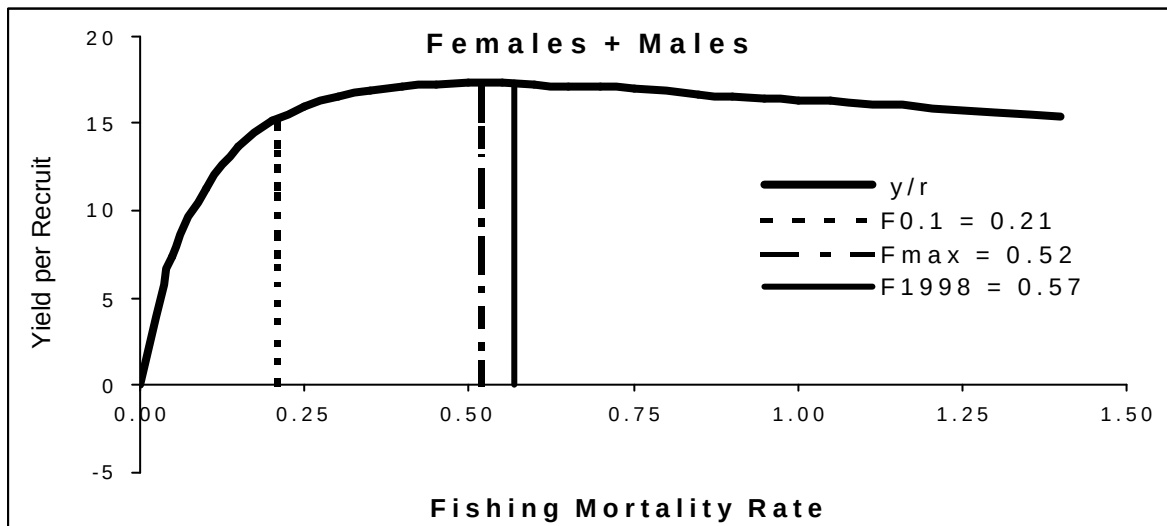


Figure 25. Yield per recruit for female and male swordfish in the North Atlantic

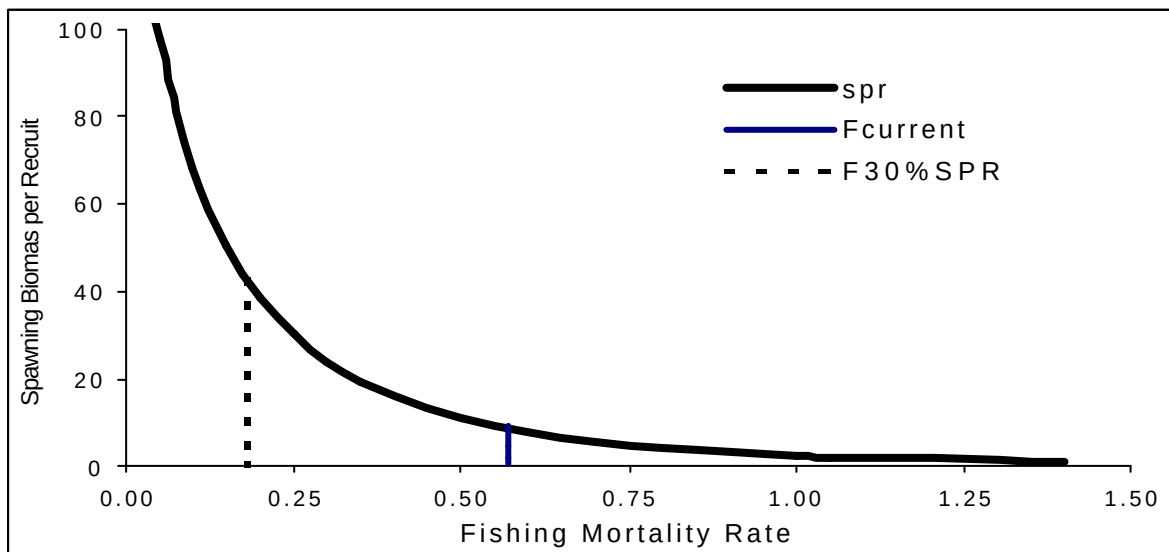


Figure 26. North Atlantic swordfish spawning biomass per recruit.

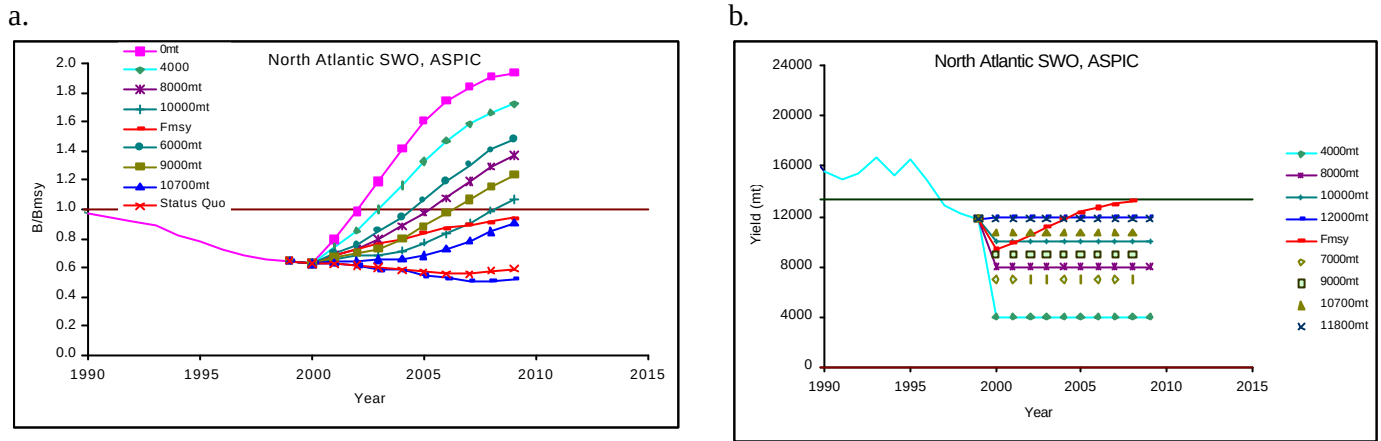


Fig. 27 Median ASPIC projections from the Baseline ASPIC model with varying catch limit policies (a) Biomass ratio. (b) Projected yields.

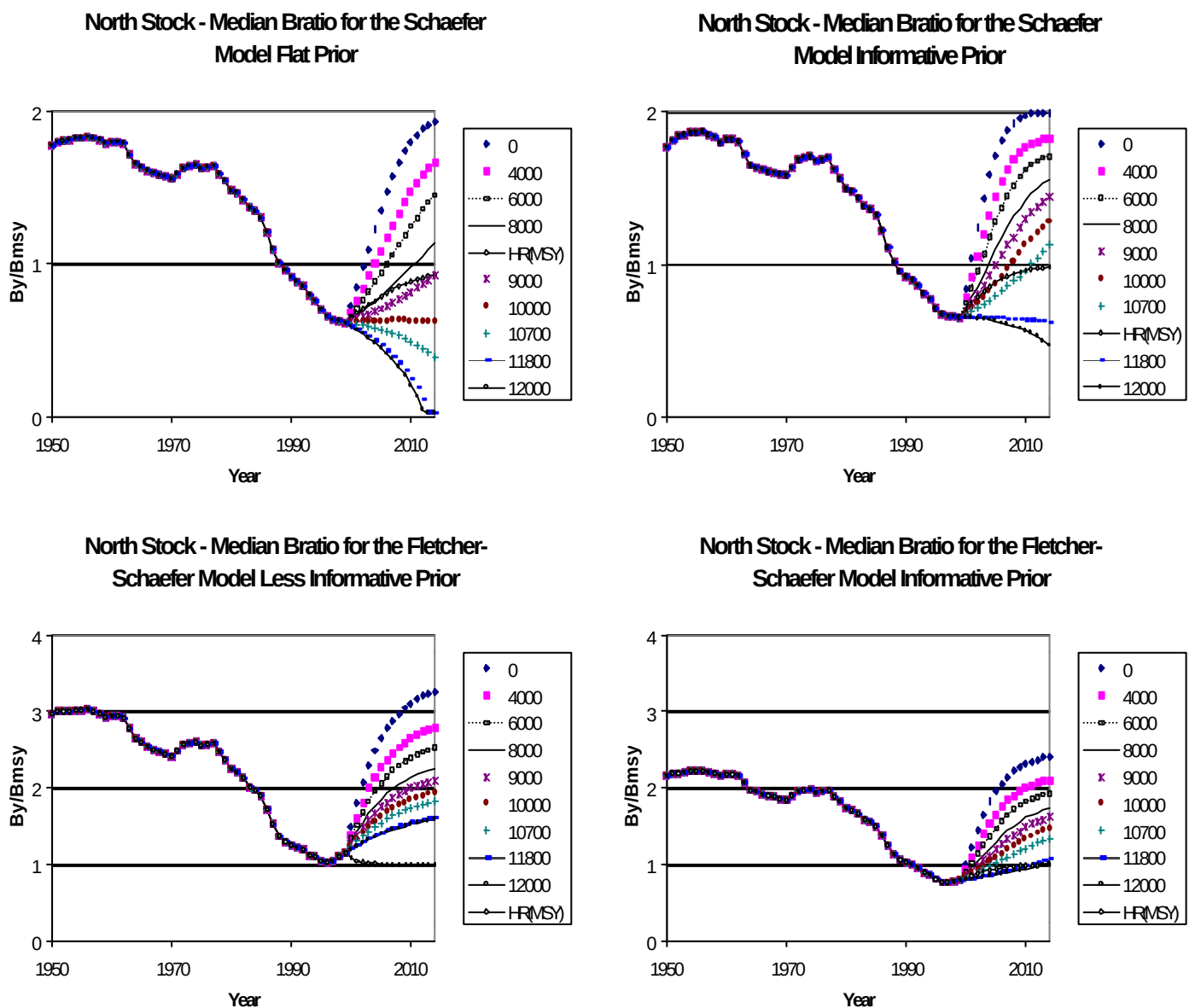


Fig. 28. Median Bayesian projections under various constant catch limits, for the sensitivity analysis runs shown in table 23 and 24.

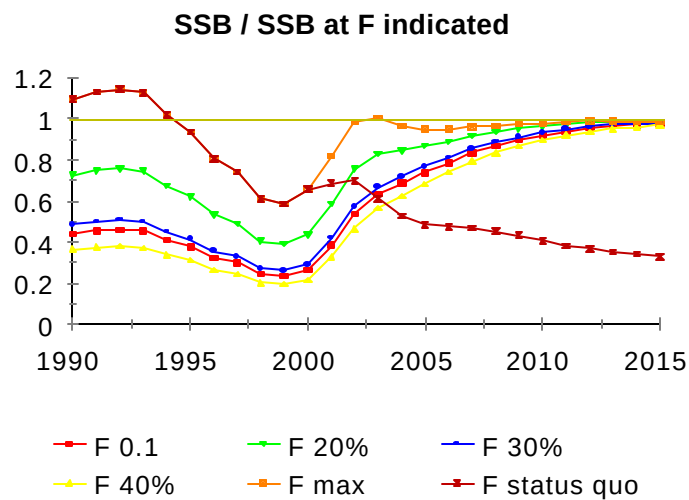
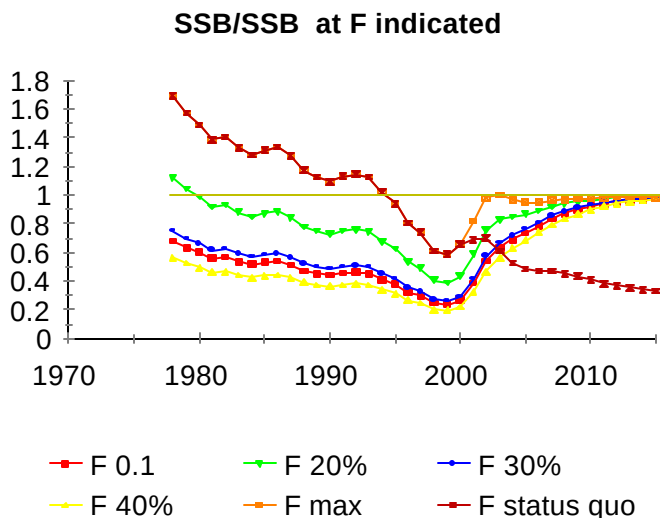
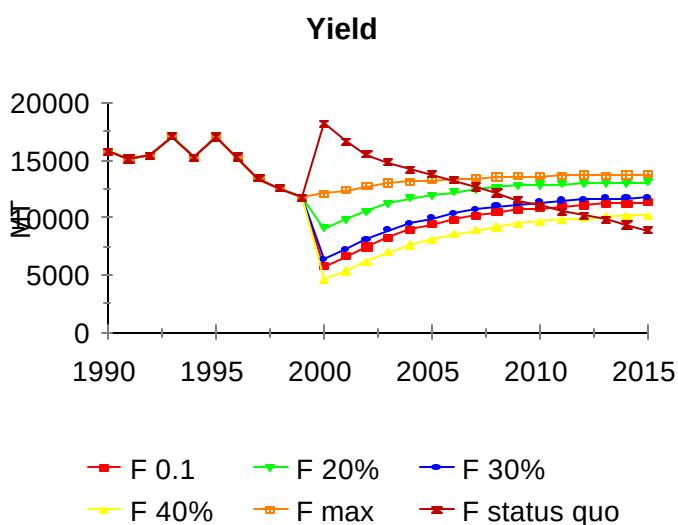
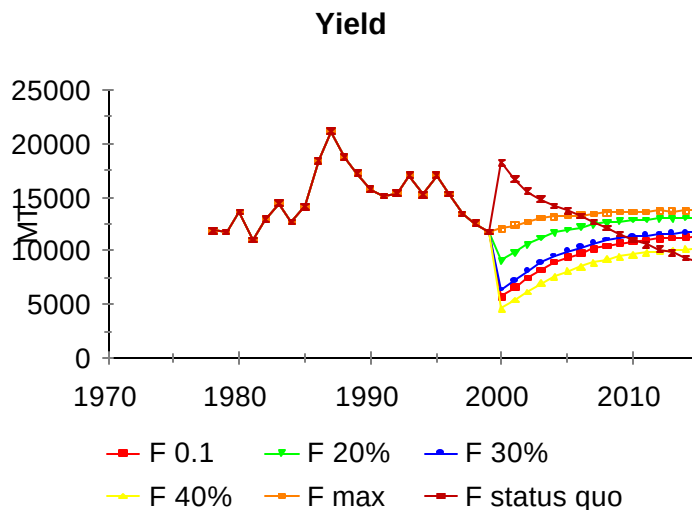
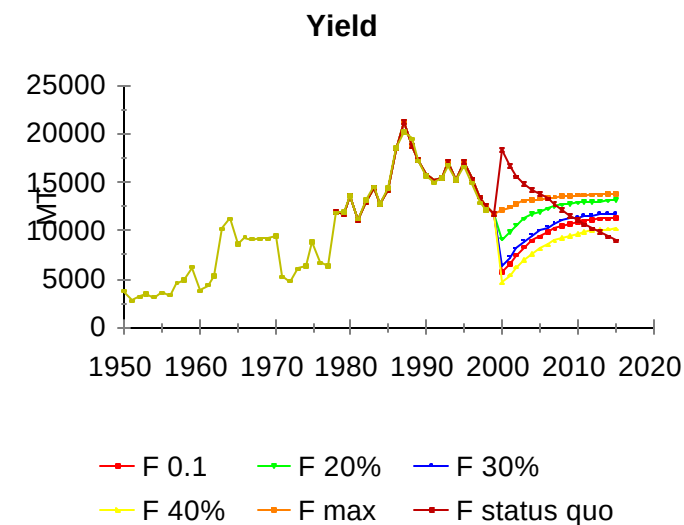


Fig. 29a. VPA projections
(a) Age 5+ males, age 9+ females, random recruitment assumed for projection.

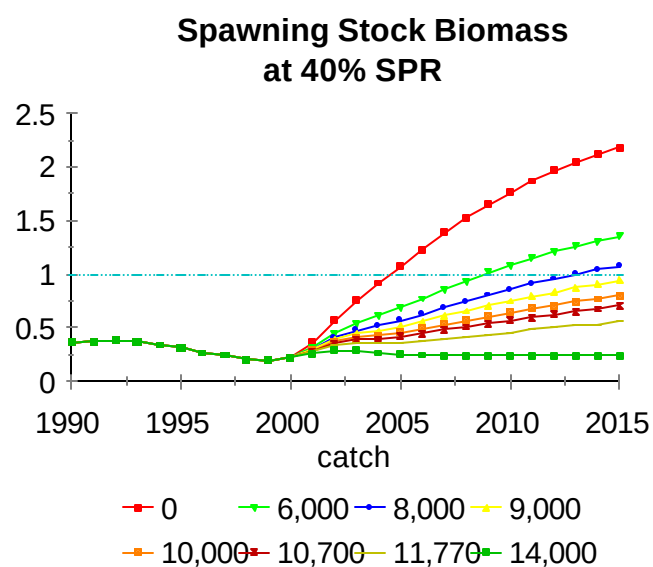
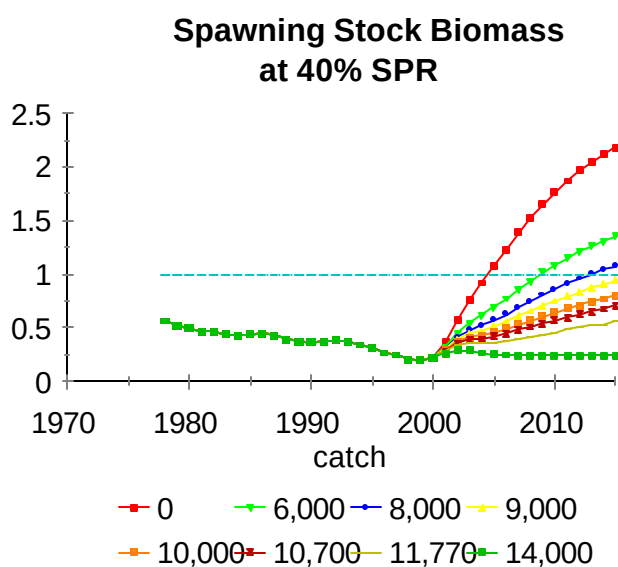
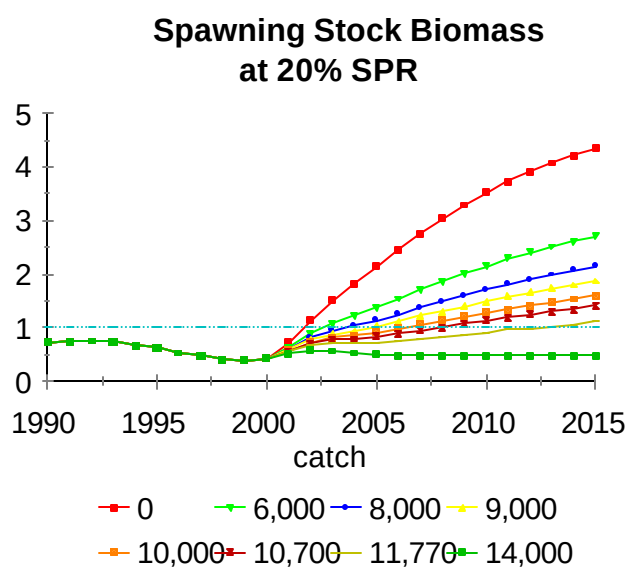
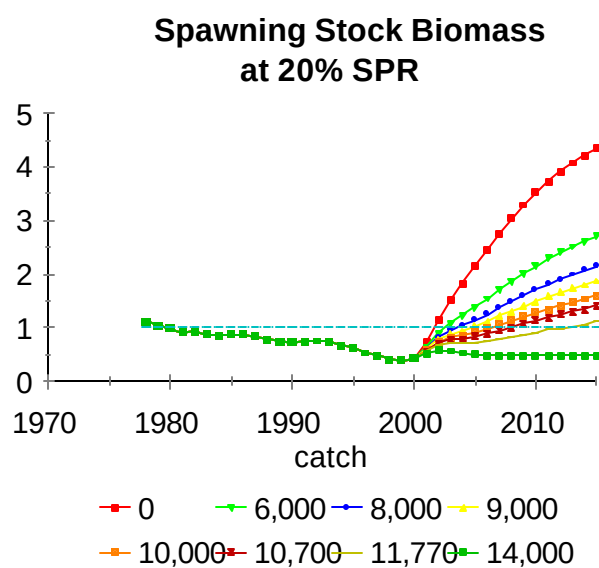
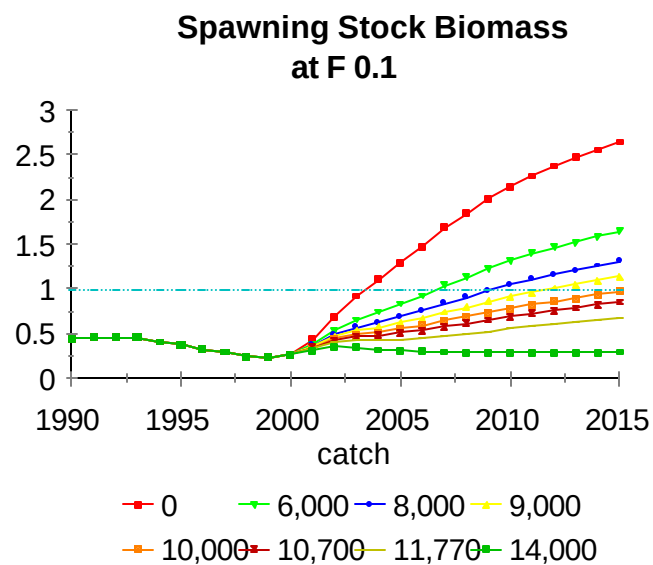
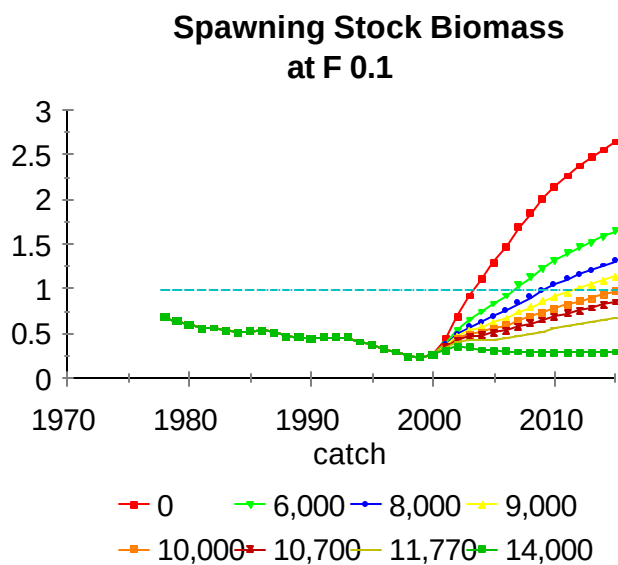


Fig. 29a. Continued.
(a) Age 5+ males, age 9+ females, random recruitment assumed for projection.

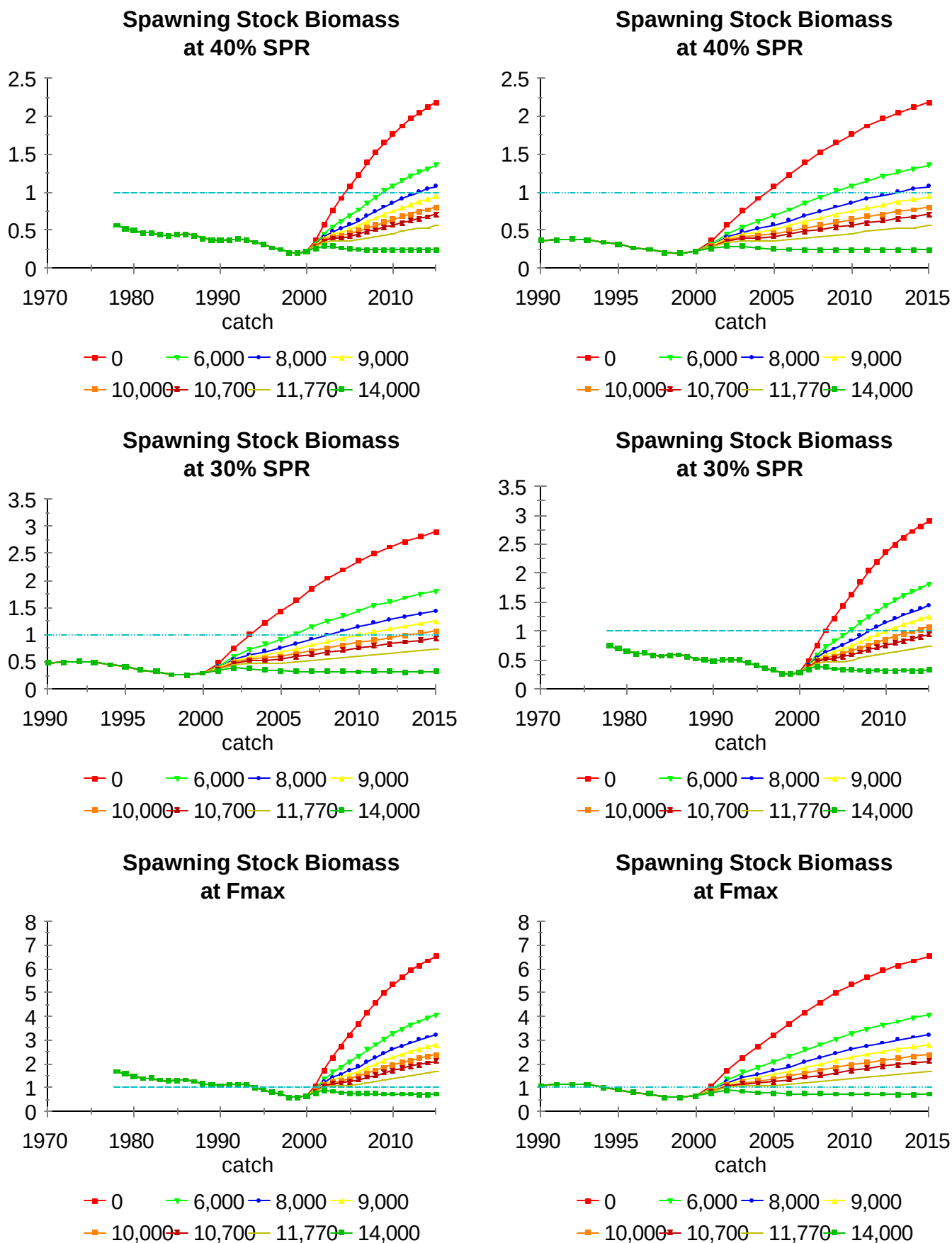
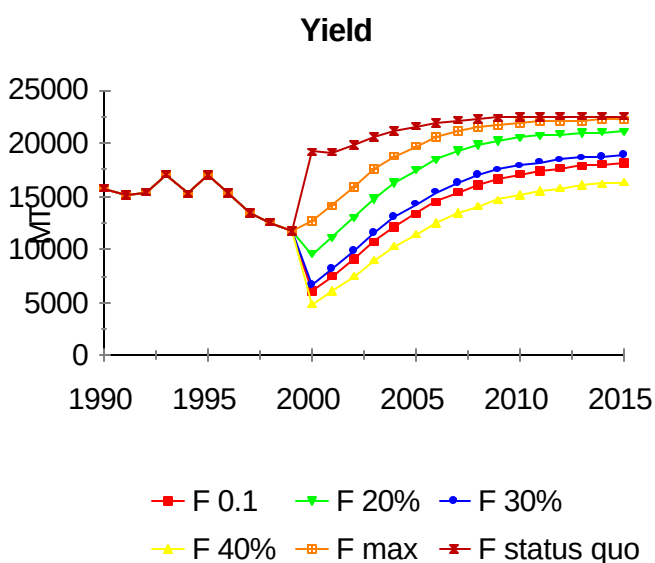
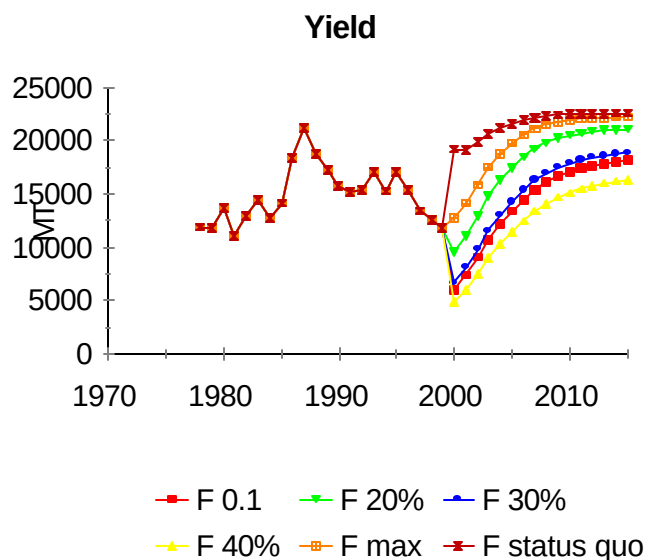
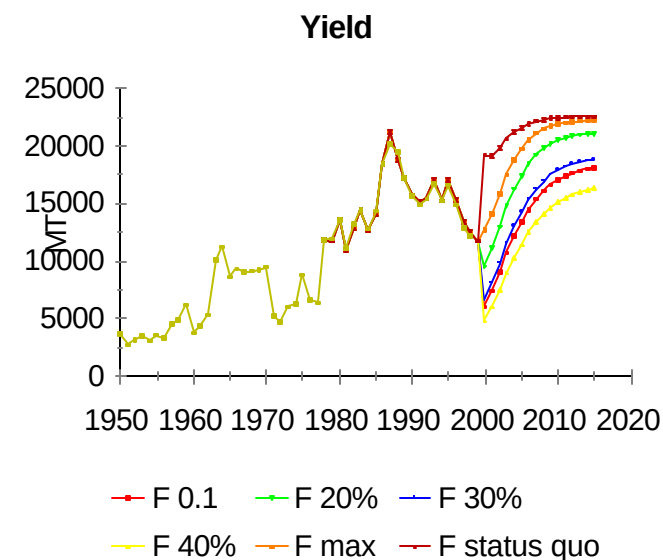
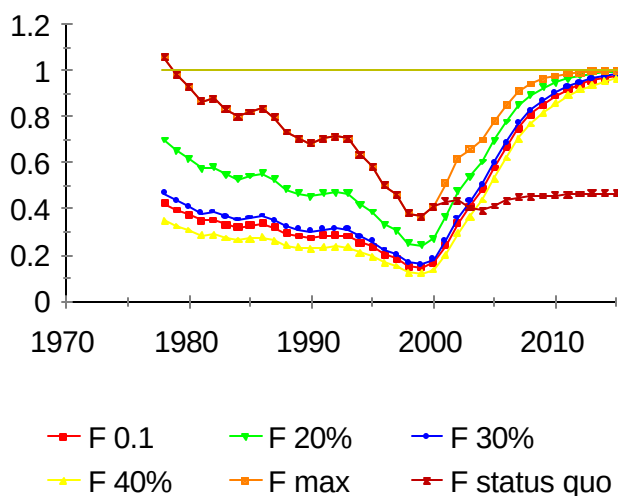


Fig. 29a. Continued.
(a) Age 5+ males, age 9+ females, random recruitment assumed for projection.



SSB/SSB at F indicated



SSB / SSB at F indicated

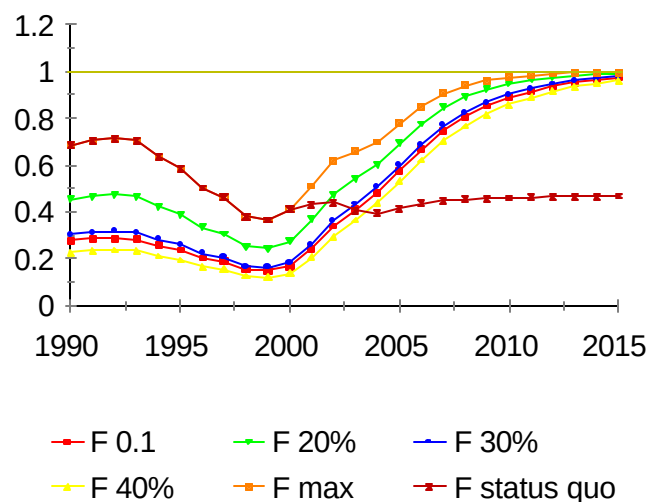


Figure 29b.

VPA projections.

(b) Age 5+ males, age 9+ females, 1997 recruitment assumed for projections.

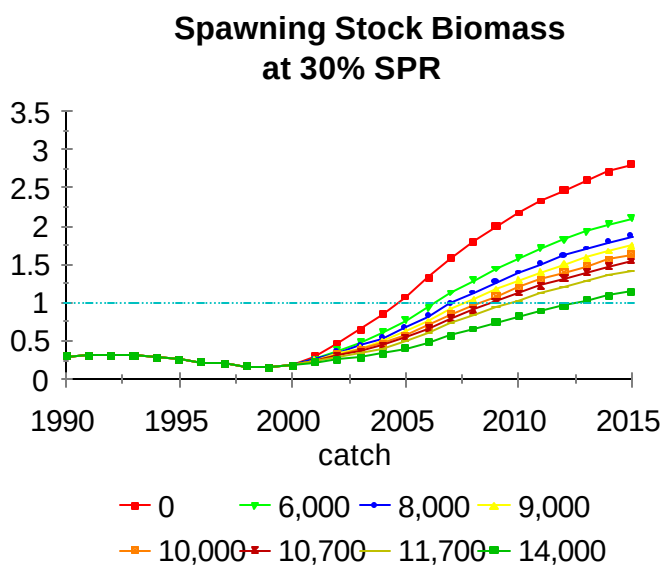
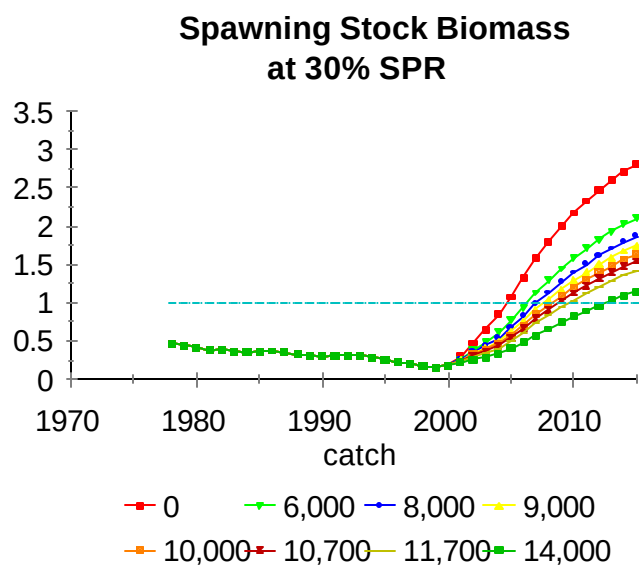
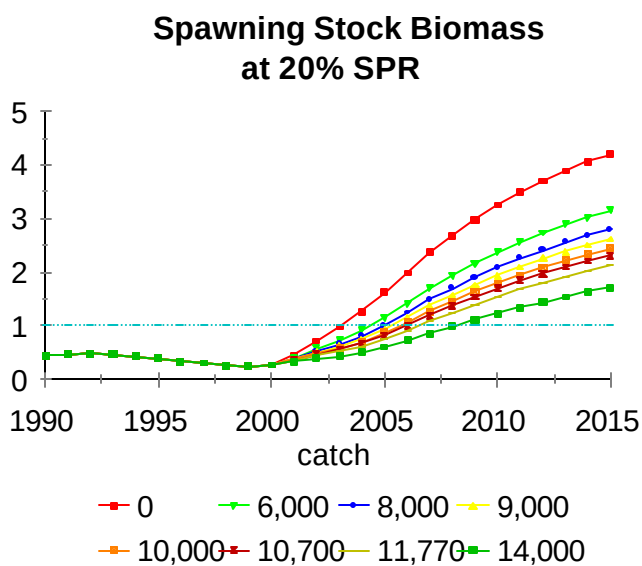
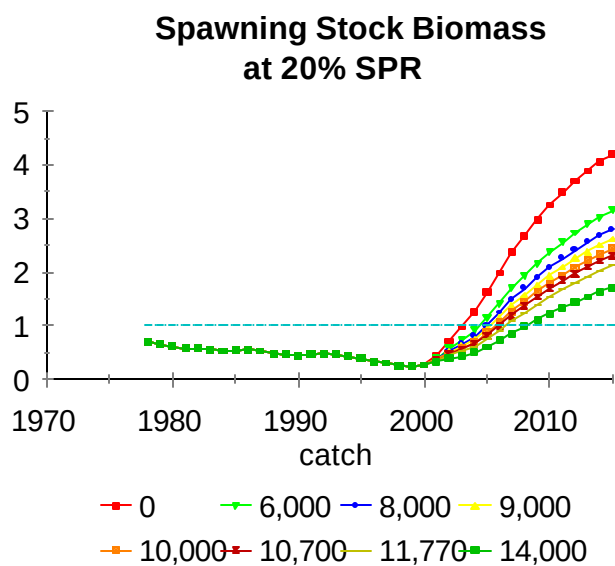
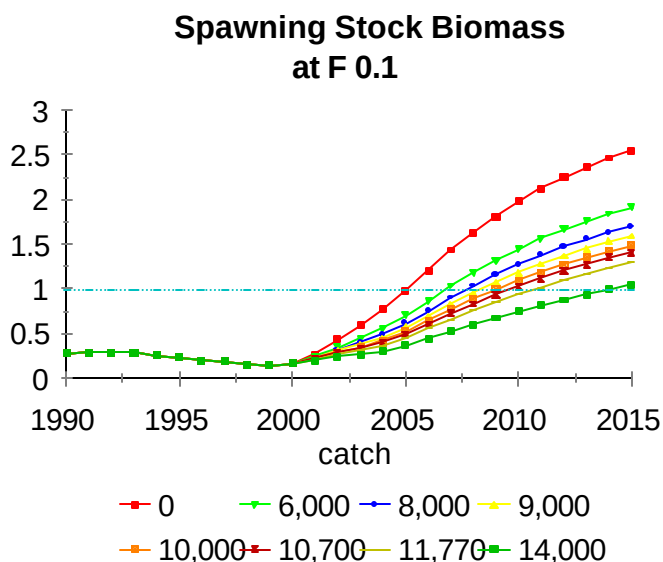
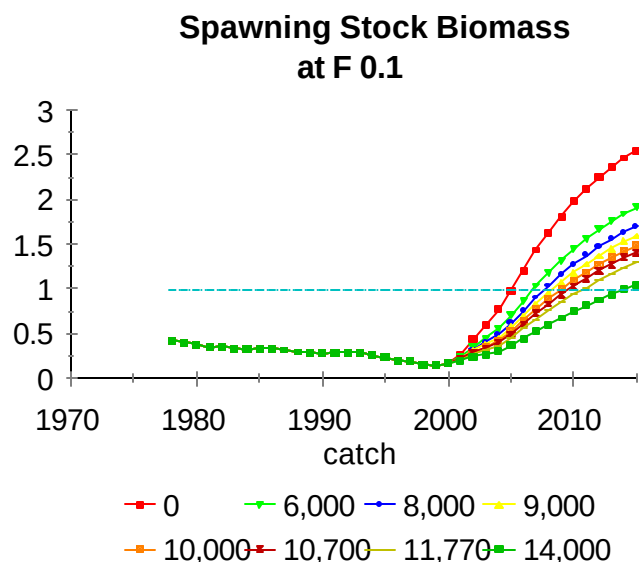


Figure 29b. Continued.
(b) Age 5+ males, age 9+ females, 1997 recruitment assumed for projections.

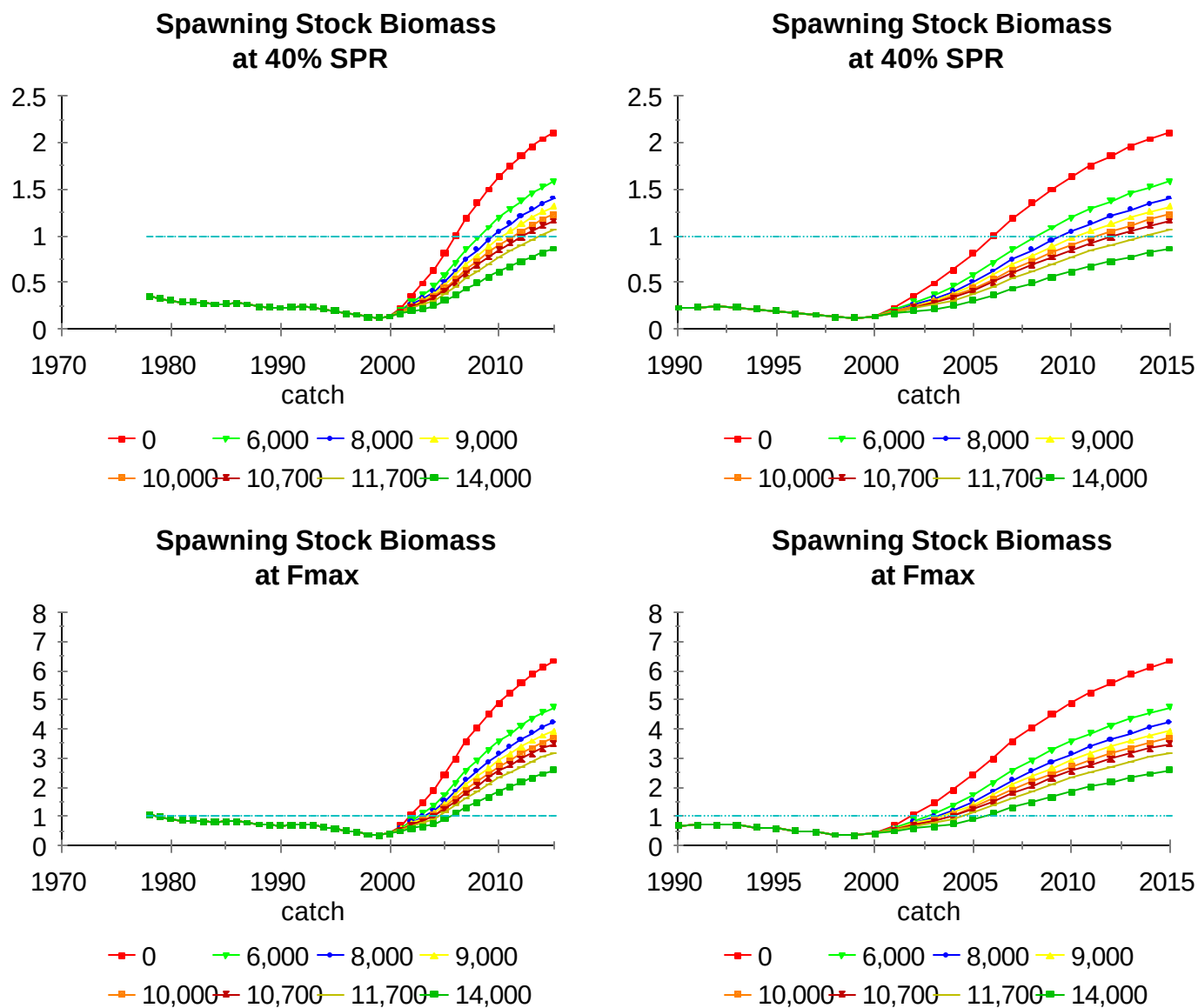


Figure 29b. Continued.
 (b) Age 5+ males, age 9+ females, 1997 recruitment assumed for projections.

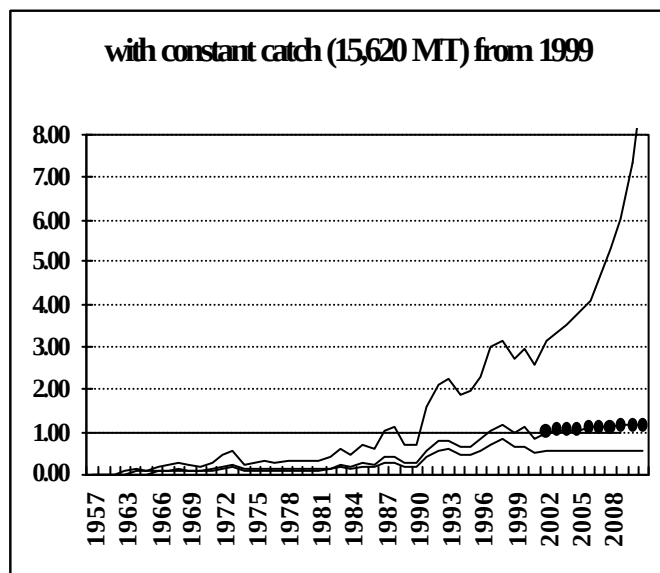
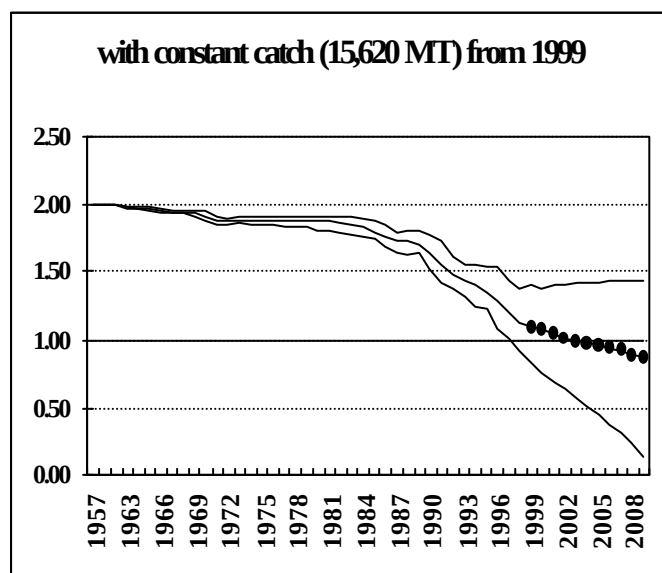
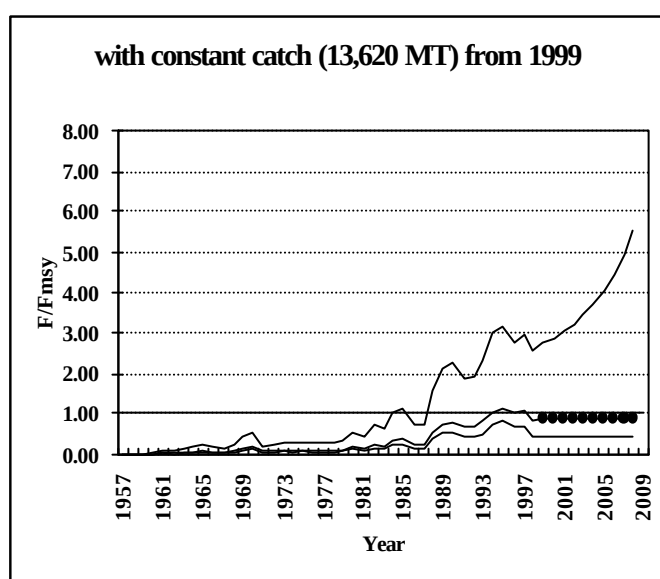
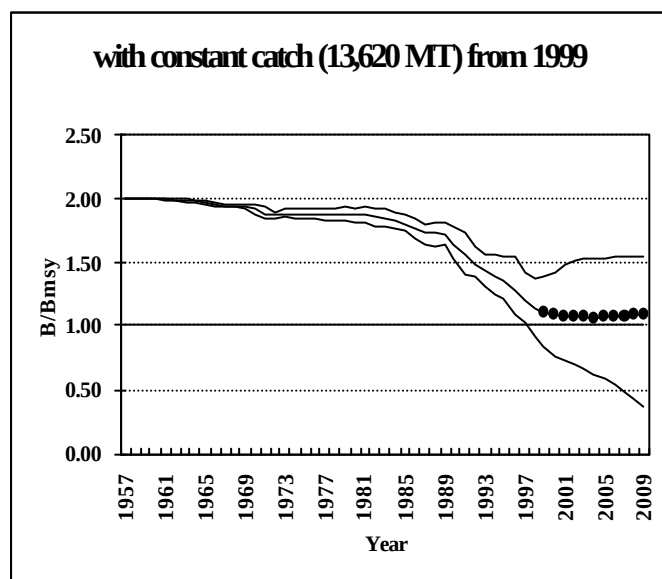
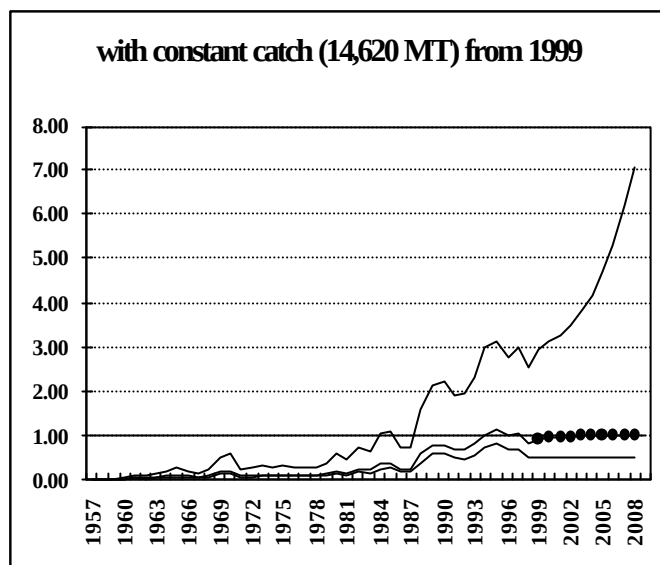
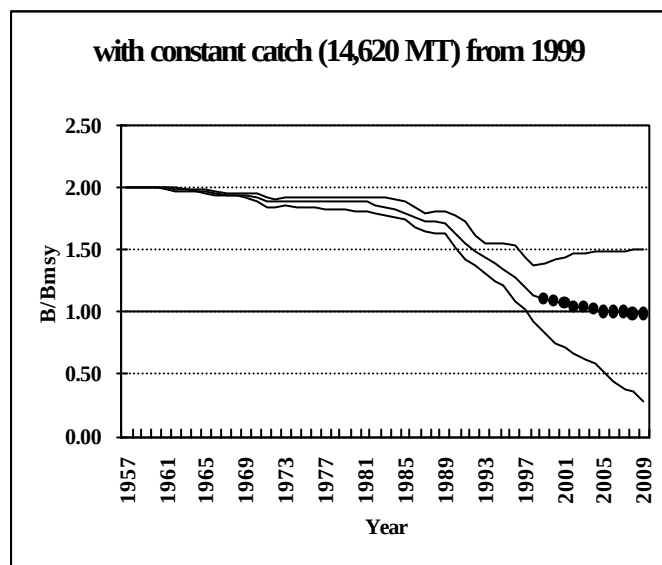


Fig. 30. The trajectories of B-ratio and F-ratio in the ten years projection by ASPIC base case for the south Atlantic with three constant catch options. The constant catch option as 14,620 metric ton is current catch limit.

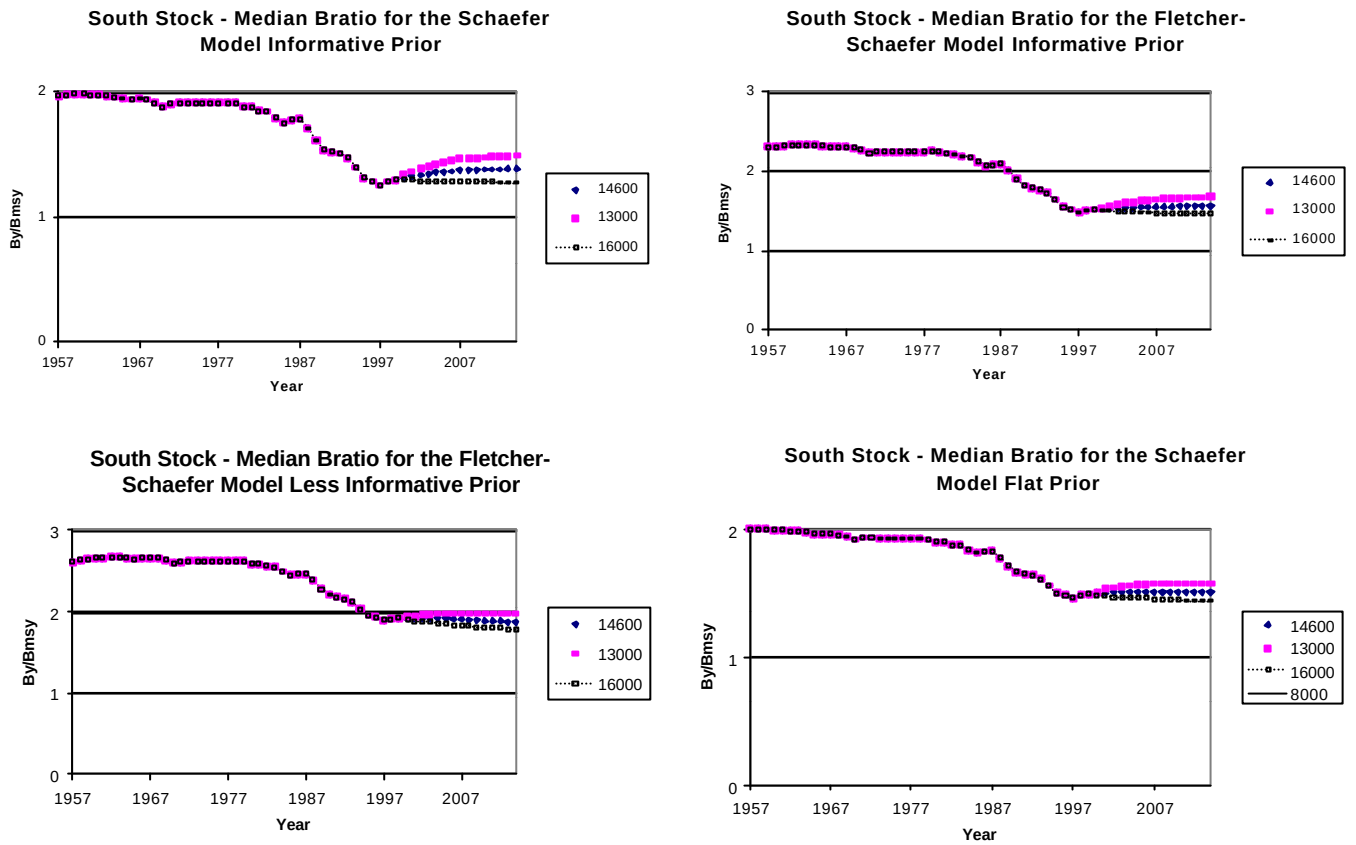


Fig. 31. Bayesian surplus production model median projections for south Atlantic swordfish, for the models defined in tables 26 and 27.

(a) Assuming Ricker recruitment

(b) Assuming Beverton-Holt recruitment

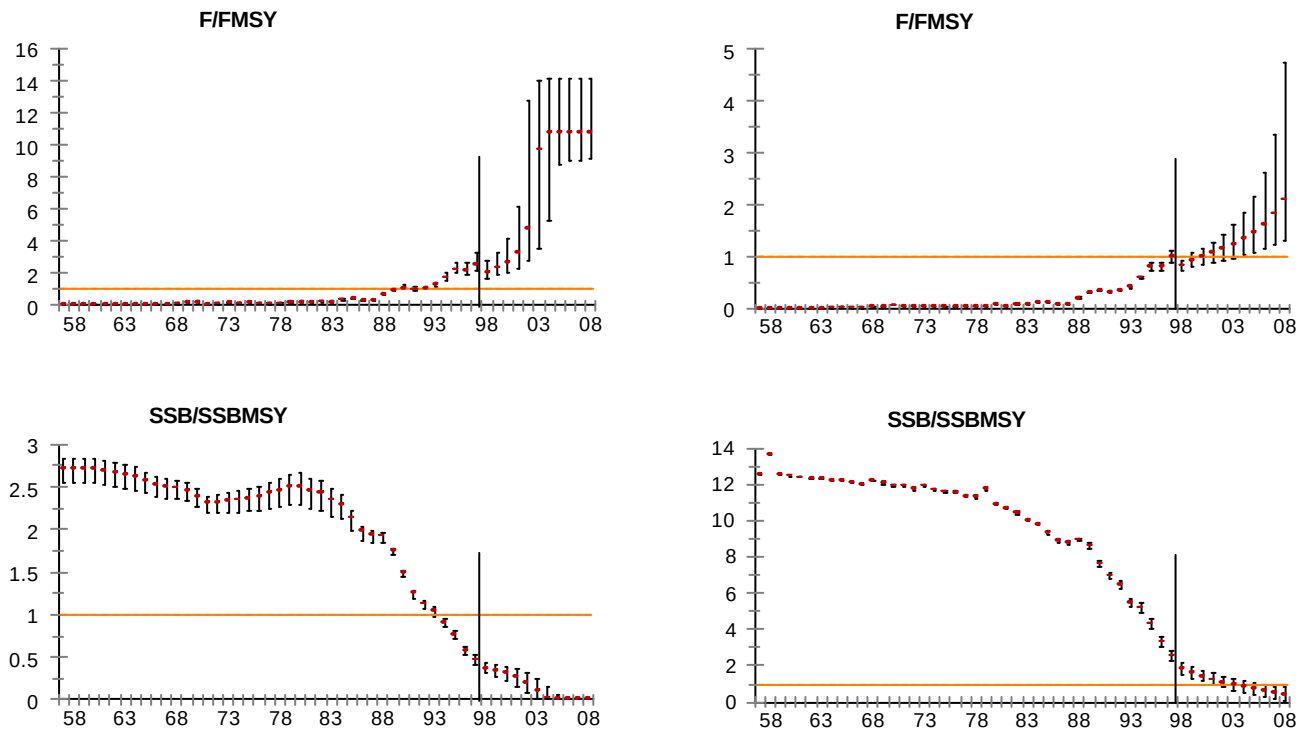


Fig. 32. Age structured production model projections with bootstrapped 80% confidence intervals, for south Atlantic swordfish.

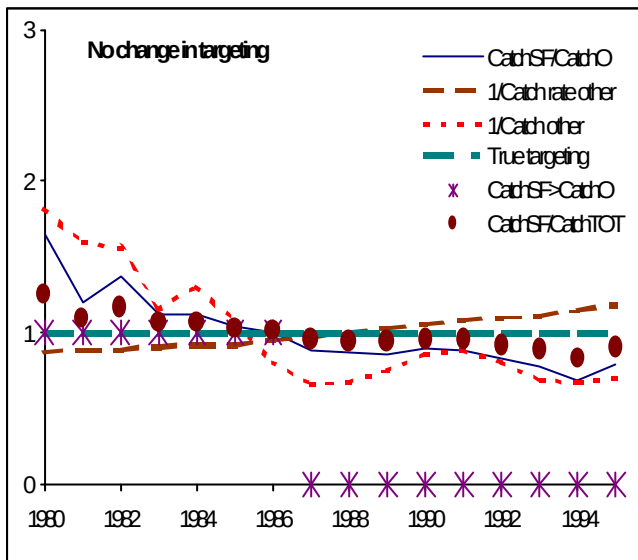


Fig. 2a. No change in targeting, $q(\text{other})$ doubled

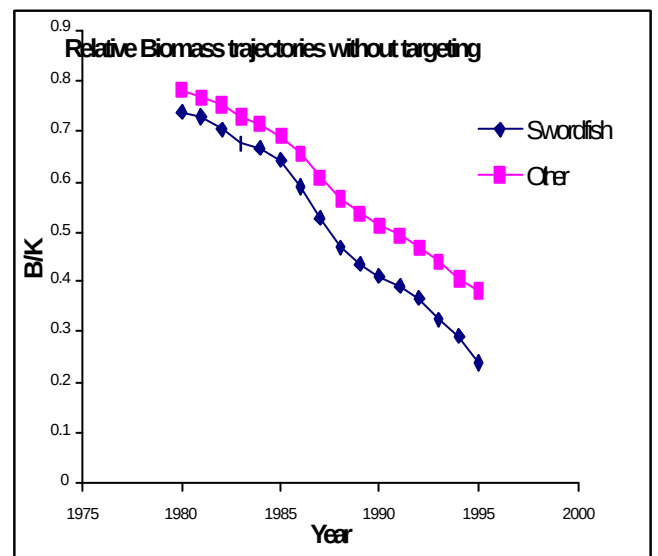
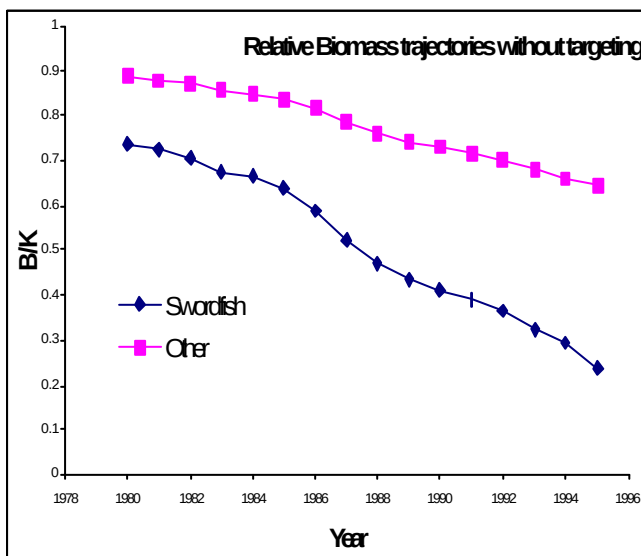
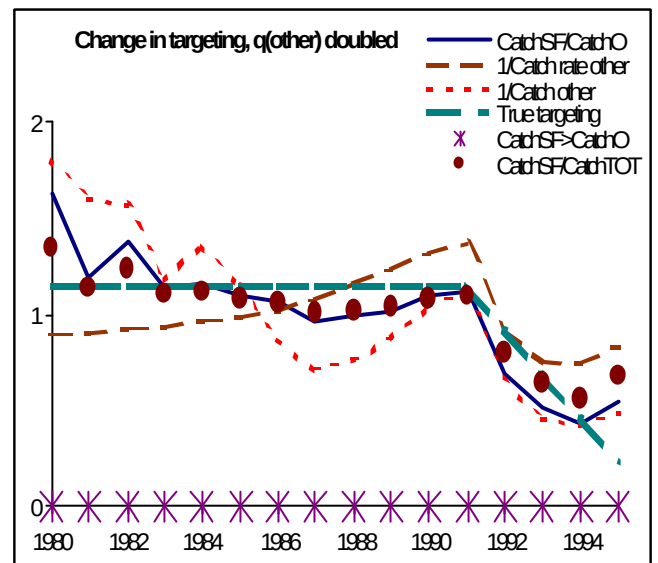
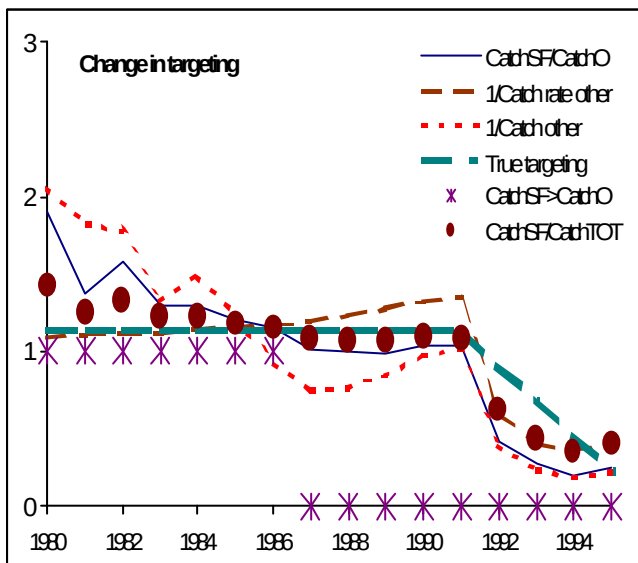
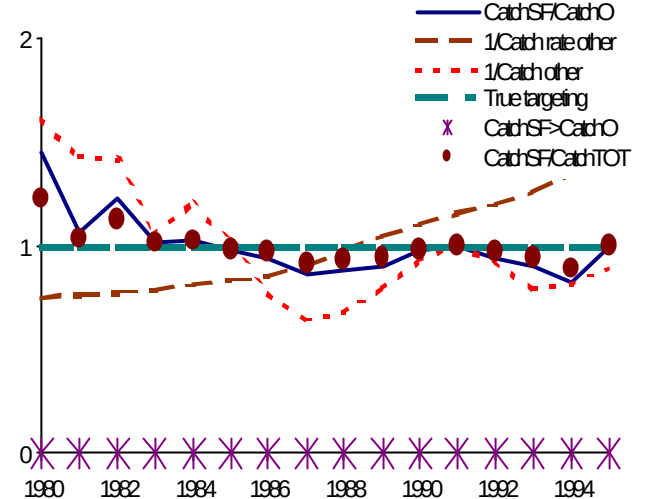


Fig. 33. Simulated time series of indices of targeting during a time period with declining swordfish abundance, and a bycatch species that is declining slightly. (a) All effort is directed at swordfish. (b) From 1992, each year 20% of the total effort switches to the other species. (c) Relative population declines.

Fig. 34. Simulated time series of indices of targeting during a time period with declining swordfish abundance, while the other species population is declining rapidly. (a) All effort is directed at swordfish. (b) From 1992, each year 20% of the total effort switches to the other species. (c) Relative population decline

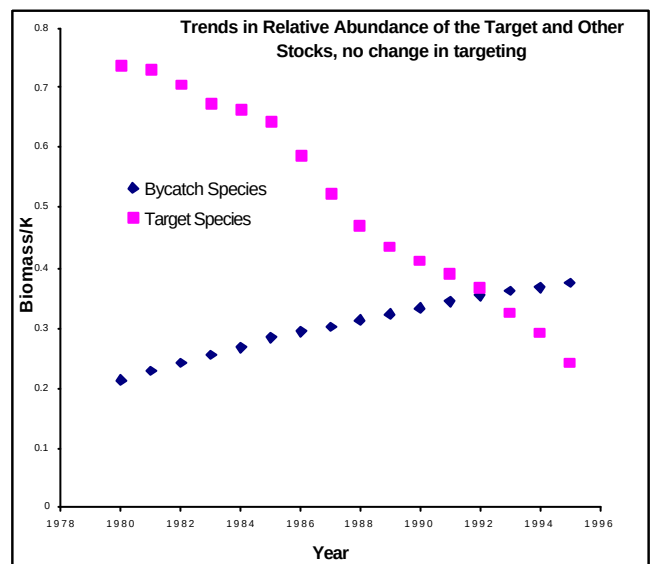
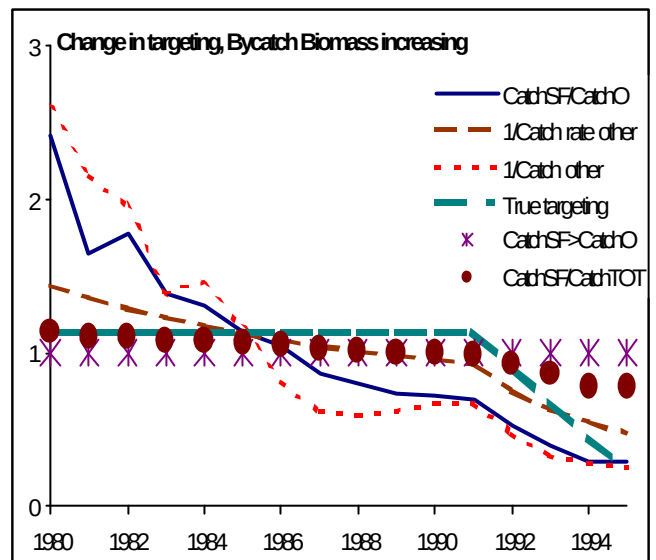
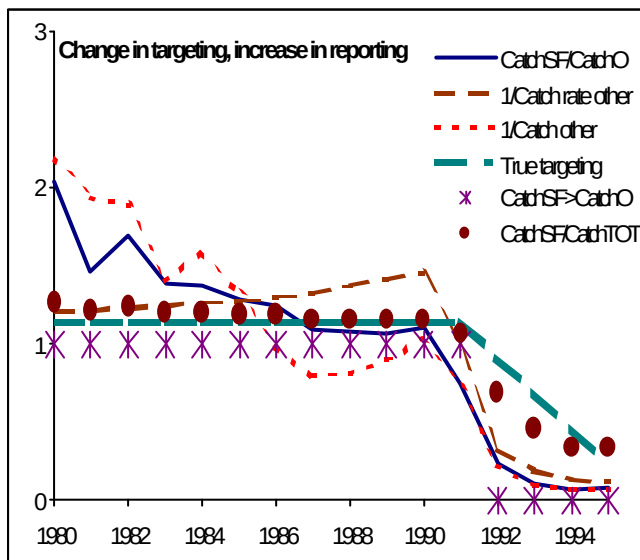
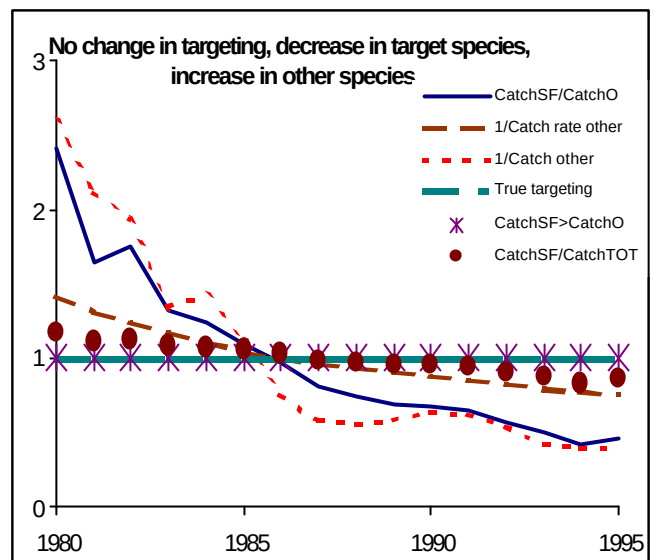
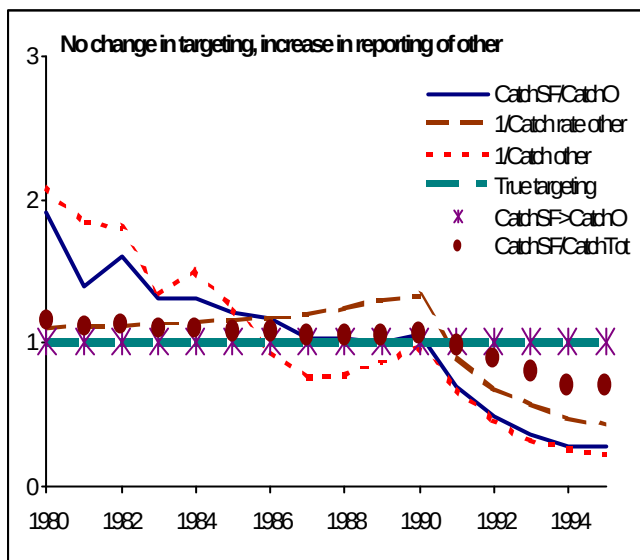


Fig. 35. Simulated time series of indices of targeting during a time period with declining swordfish abundance. The other species population is stable, but reporting of other species catch increases 10% per year from 1992. a) All effort is directed at swordfish. (b) From 1992, each year 20% of the total effort switches to the other species.

Fig. 36. Simulated time series of indices of targeting during a time period with declining swordfish abundance, other species biomass increasing (a) All effort is directed at swordfish. (b) From 1992, each year 20% of the total effort switches to the other species.

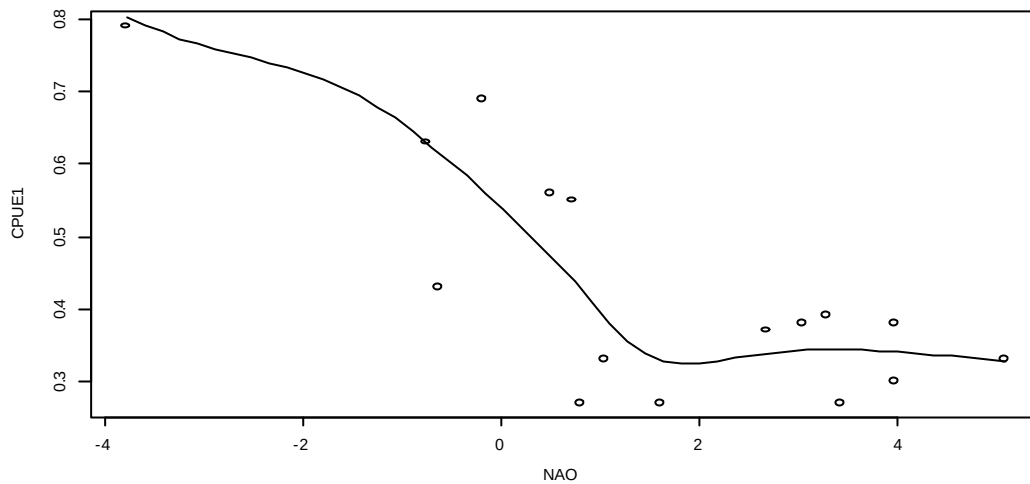


Fig. 37. Expected values of annual standardized index of CPUE age 1 (solid line) of the North Atlantic swordfish caught by the Spanish longline fleet related to winter N.A.O. index one year before, using a smoothing local regression (loess) for fitting the observed values (dots) (SCRS/99/57).

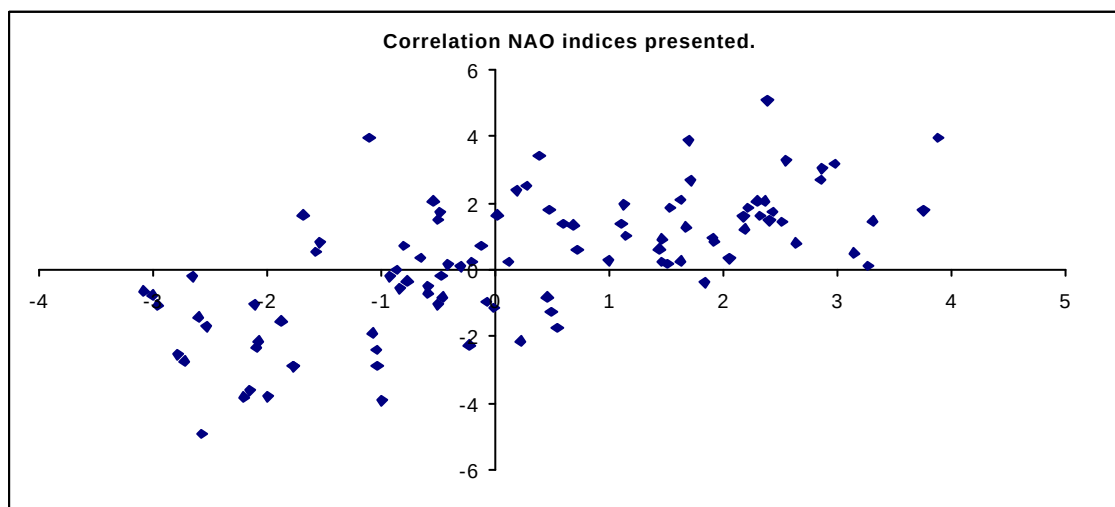
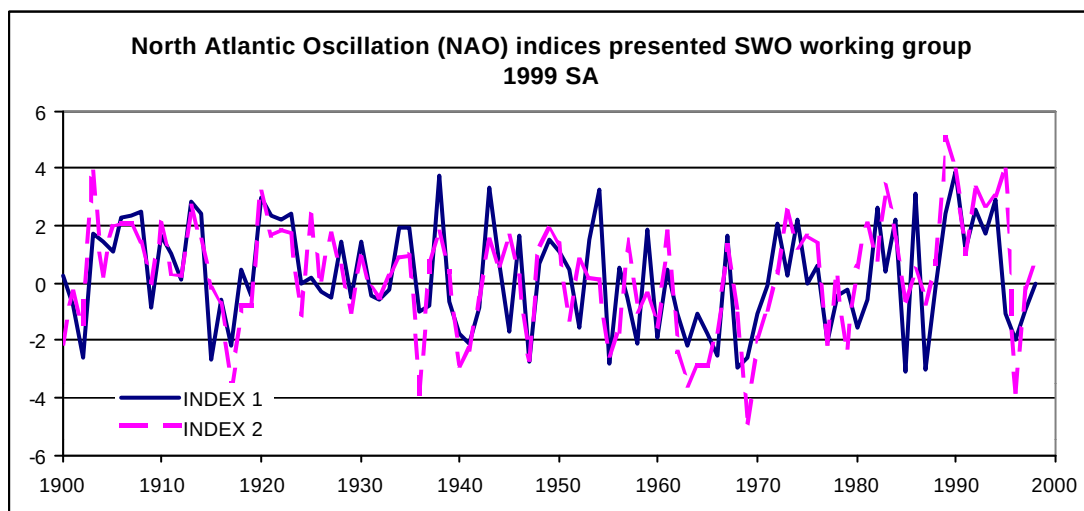
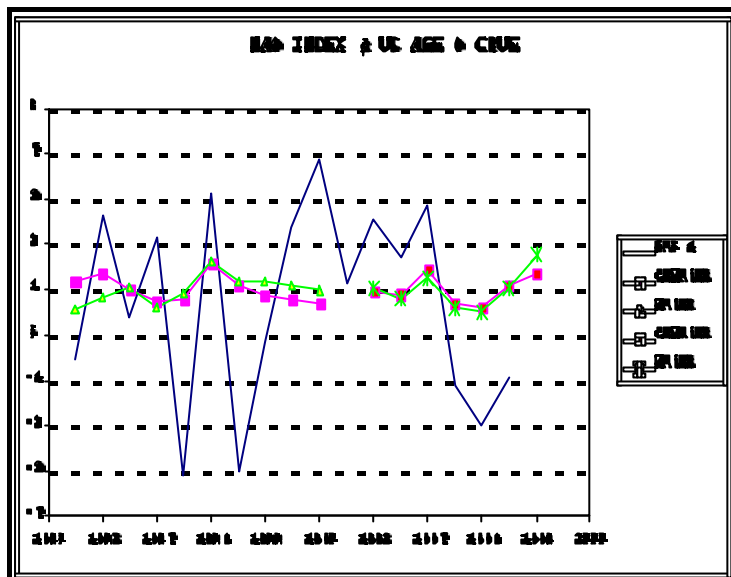


Fig. 38. NAO index and swordfish us correlation analysis. US Standardized CPUE Age 0 (from SCRS/99/87, using observer and landings (weighout) data correlated with the annual NAO index (NAO1) based on the difference of normalized sea level pressure levels (SPL) between Ponta Delgada, Azores and Reyjavik, Iceland from 1865-1997 or the winter NAO index used in SCRS/99/57.



NAO 1 & FEB W			
NAO 1 &	1		
FEB W	0.14575	1	
NAO 2 & FEB W			
NAO 2 &	1		
FEB W	-0.35674	1	
NAO 1 & MAR W			
NAO 1 &	1		
MAR W	0.08496	1	
NAO 2 & MAR W			
NAO 2 &	1		
MAR W	-0.14339	1	
NAO 1 & FEB Q			
NAO 1 &	1		
FEB Q	0.56527	1	
NAO 2 & FEB Q			
NAO 2 &	1		
FEB Q	0.27524	1	
NAO 1 & MAR Q			
NAO 1 &	1		
MAR Q	0.37599	1	
NAO 2 & MAR Q			
NAO 2 &	1		
MAR Q	0.16342	1	

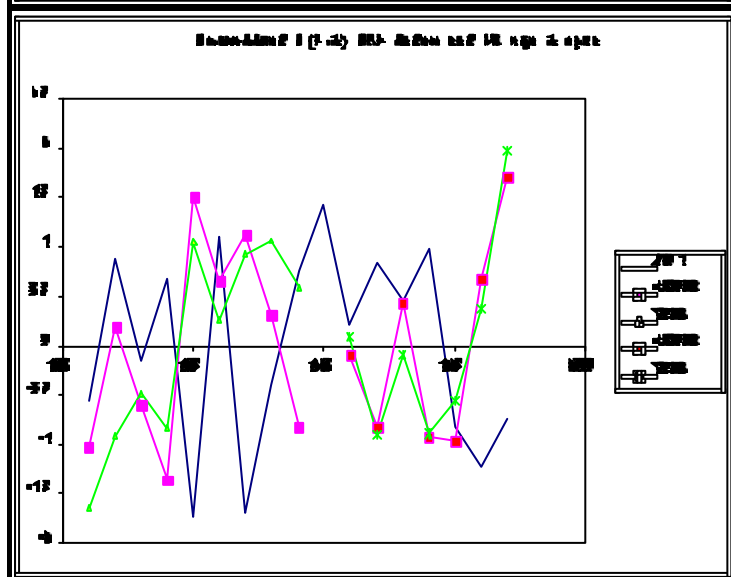
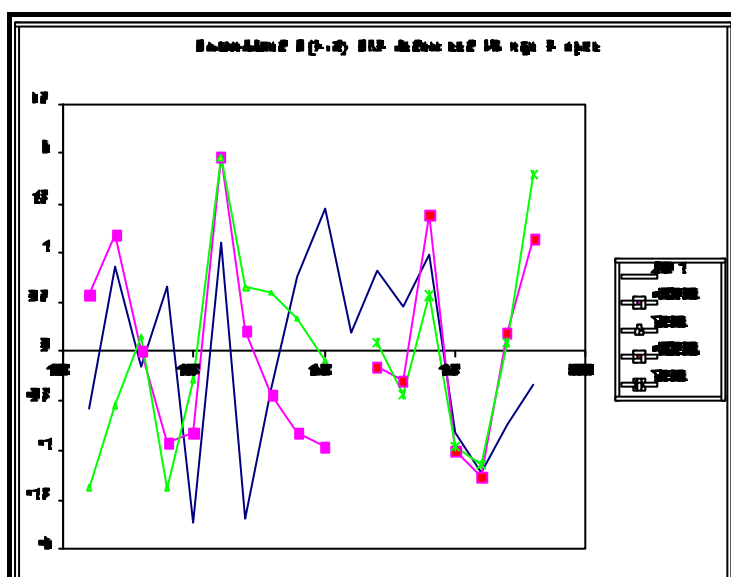


Fig. 38. Continued.

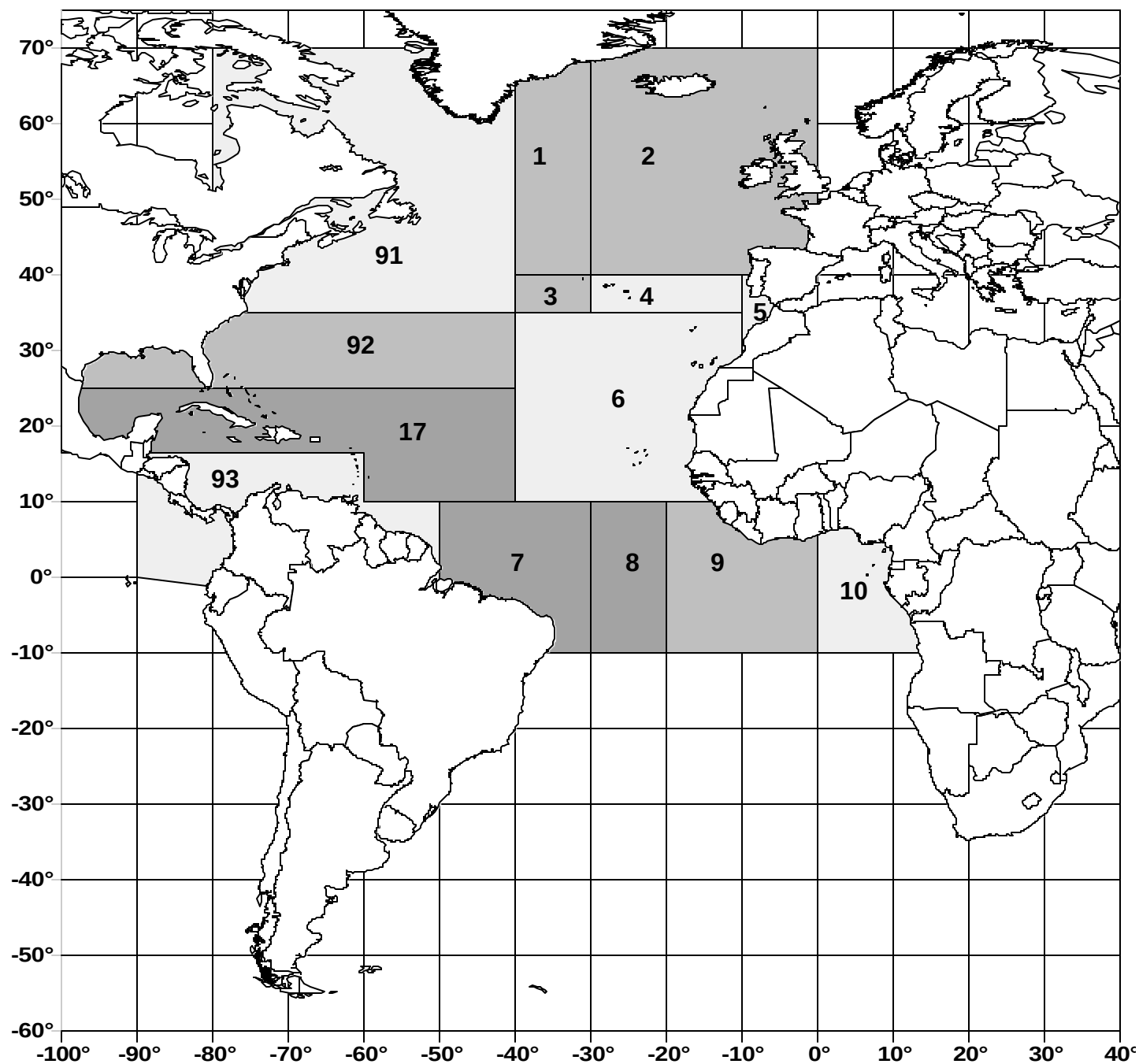


Fig. 39 Biological regions and areas used for analyses. The feeding region (areas 4, 5, 6, 10, and 91) has the lightest shading, the transition region areas (1, 2, 3, 9 and 92) has intermediate shading and the spawning region (areas 7, 8 and 17) has the darkest shading

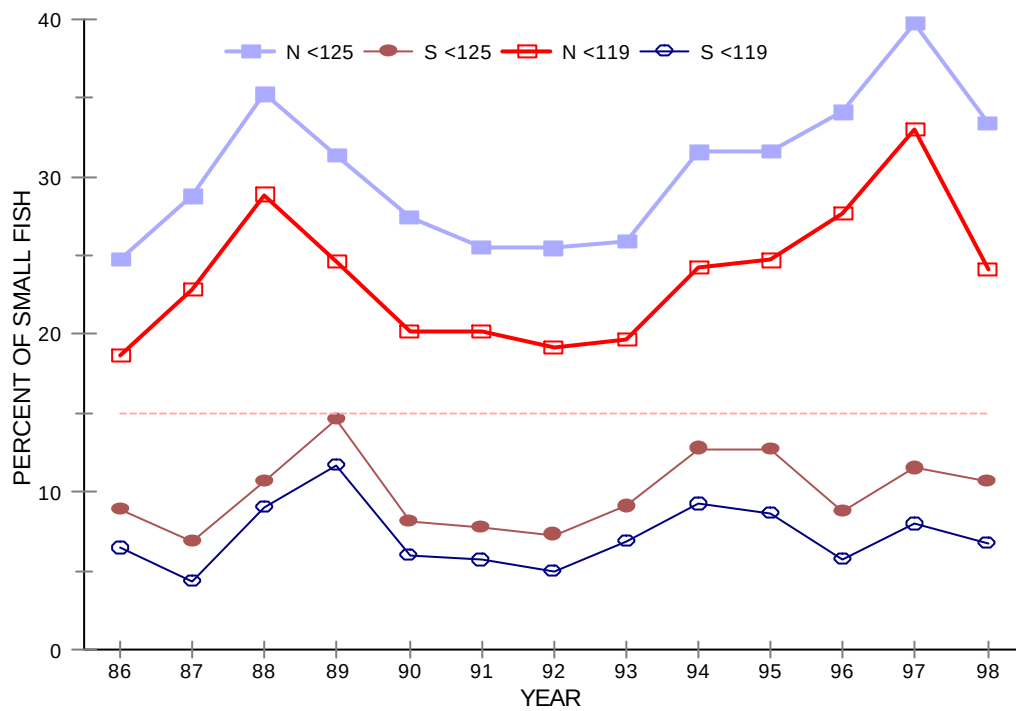


Fig. 40 Percentage of fish (in number) less than 125 cm and 119 cm in LJFL in landings and discards of north and south Atlantic swordfish.

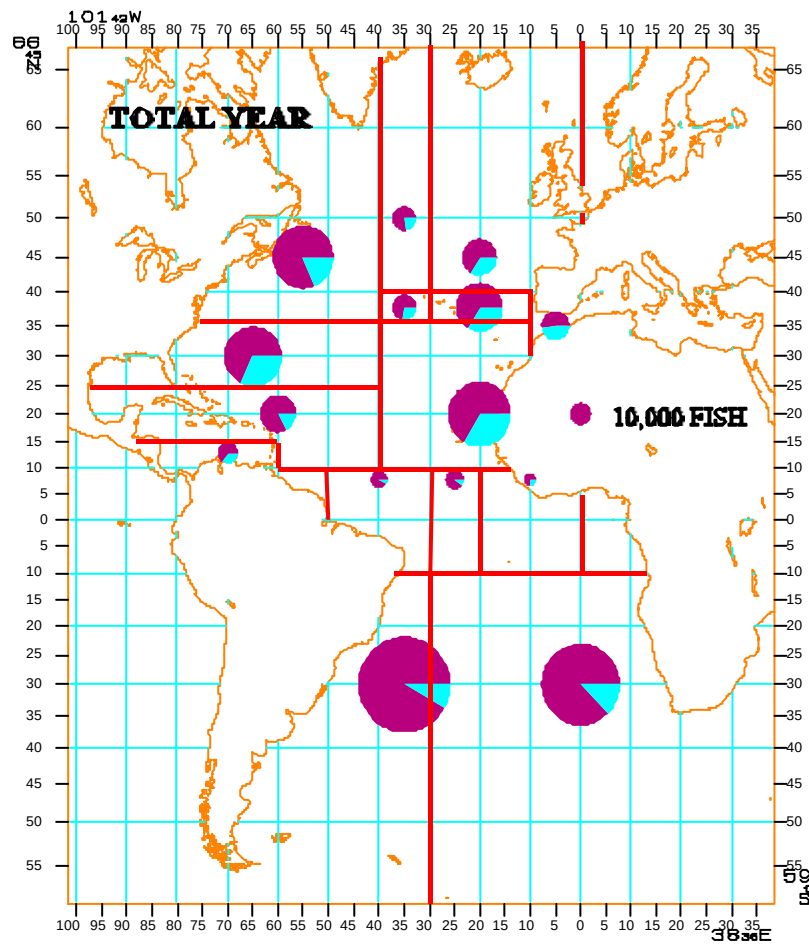


Fig. 41 Average distribution of swordfish catch (in number of fish including discards) over the period of 1991-1998, by sex-specific areas and proportion of fish less than 125 cm in LJFL (lightly shaded section).

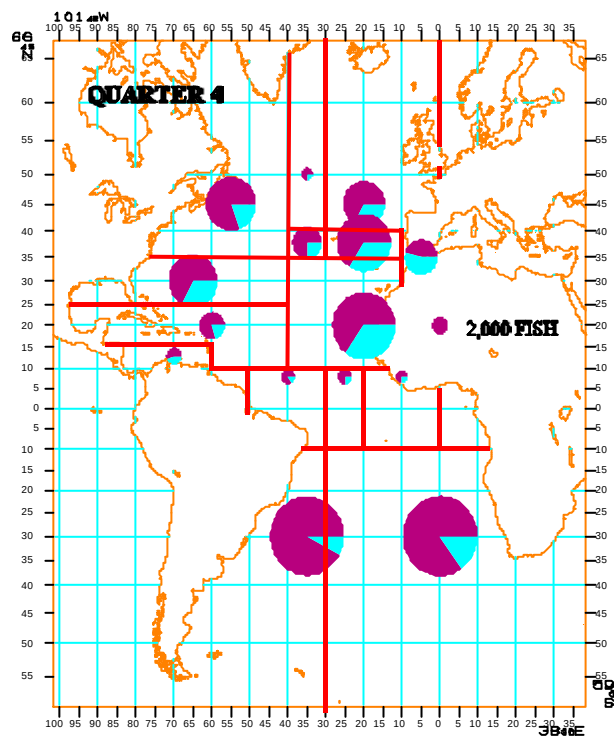
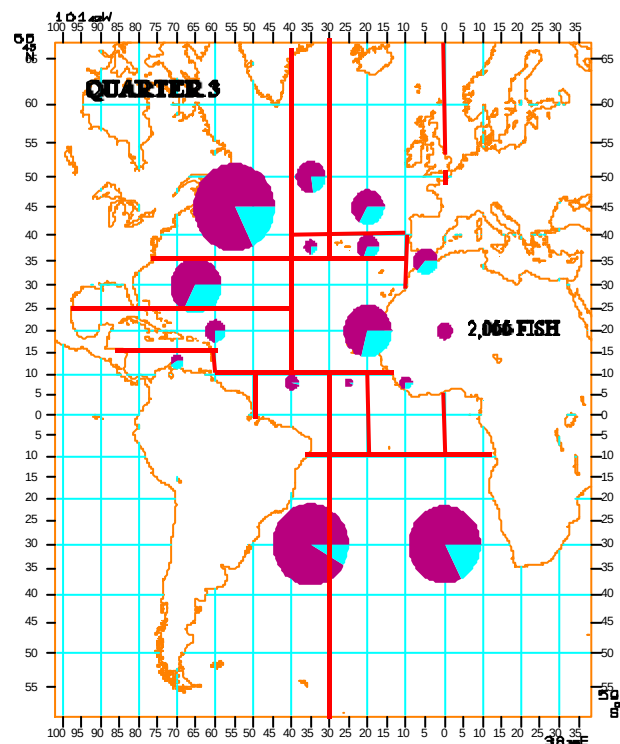
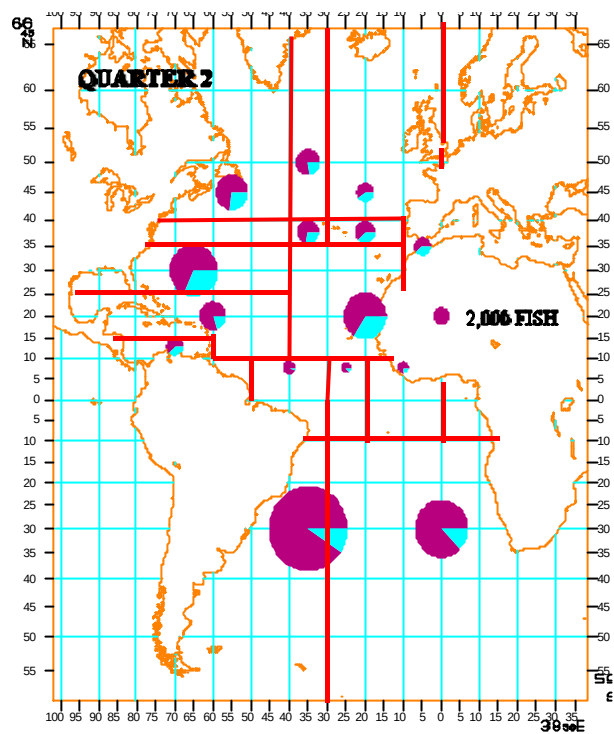
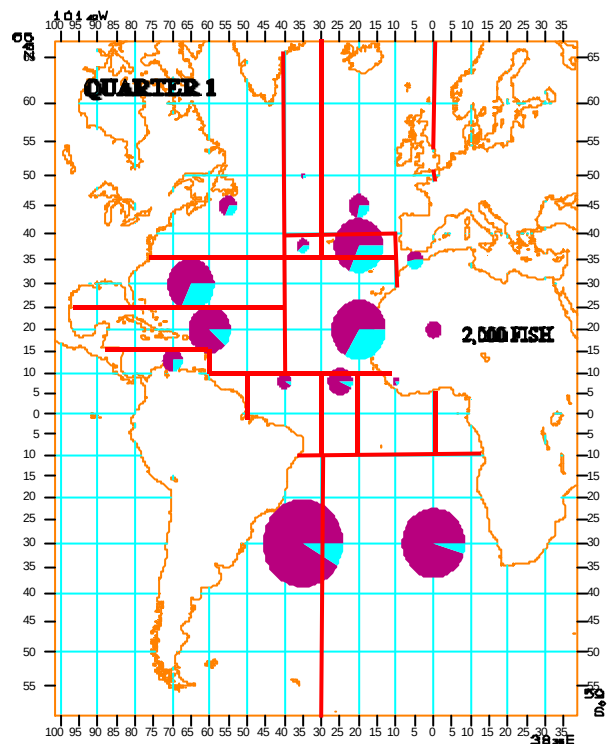


Fig. 41. Continued.

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

Contracting Parties

BRAZIL

ARFELLI, Carlos Alberto
Instituto de Pesca
Av. Bartolomeu de Gusmao, 192
11030-906 Santos, Sao Paulo
Tel: +55 13 2615995
Fax: +55 13 2611900
E-mail: arfelli@zaz.com.br

HAZIN, Fabio H.V.
UFRPE/Dept. Pesca
Av. Dom Manuel de Medeiros s/n
Dois Irmaos, Recife, PE
Tel: +55 81 4417276
Fax: +55 81 4417276
E-mail: fhvhazin@elogica.com.br

MENESES DE LIMA, Jose Heriberto*
CEPENE/IBAMA
Rua Samuel Hardman s/n
55.578-000 Tamandaré - PE
Tel: +55 81 675 1166
Fax: +55 81 676 1013
E-mail: meneses@ibama.gov.br

CANADA

PORTER, Julie*
Department of Fisheries & Oceans
Biological Station, 531 Brandy Cove Road
St. Andrews, N.B. E5B 2L9
Tel: +1 506 529 5902
Fax: +1 506 529 5862
E-mail: porterjm@mar.dfo-mpo.gc.ca

EUROPEAN COMMUNITY (EC)

DE LA SERNA ERNST, José Miguel
Instituto Español de Oceanografía
Apartado 285
29640 Fuengirola (Málaga, España)
Tel: +34 95 247 6955
Fax: +34 95 246 3808
E-mail: delaserna@ma.ieo.es

MEJUTO, Jaime*
Instituto Español de Oceanografía
Apartado 130
15080 A Coruña (España)
Tel: +34 98 120 5362
Fax: +34 98 122 9077
E-mail: jaime.mejuto@co.ieo.es

PALMA, Carlos
Universidade dos Açores
Departamento de Oceanografia e Pescas
9900 Horta, Faial - Açores (Portugal)
Tel: +35 1 922 92945
Fax: +35 1 922 92659
E-mail: palma@nalg.pt

PEREIRA, Joao
Universidade dos Açores
Departamento de Oceanografia e Pescas
9900 Horta, Faial - Açores (Portugal)
Tel: +35 1 922 92945
Fax: +35 1 922 92659
E-mail: pereira@dop.uac.pt

JAPAN

TAKEUCHI, Yukio*
National Research Institute
of Far Seas Fisheries
5-7-1 Chome Orido
Shimizu 424
Tel: +81 54 336 6039
Fax: +81 54 335 9642
E-mail: yukiot@enyo.affrc.go.jp

UOZUMI, Yuji*
National Research Institute
of Far Seas Fisheries
5-7-1 Chome Orido
Shimizu 424-8633
Tel: +81 54 336 6037
Fax: +81 54 335 9642
E-mail: uozumi@enyo.affrc.go.jp

YOKAWA, Kotaro*
National Research Institute
of Far Seas Fisheries
5-7-1 Chome Orido
Shimizu 424-8633
Tel: +81 54 336 6035
Fax: +81 54 335 9642
E-mail: yokawa@enyo.affrc.go.jp

SOUTH AFRICA

LESLIE, Robin William*
Marine and Coastal Management
Private Bag X2
Rogge Bay 8012
Tel: +25 21 402 3141
E-mail: rwleslie@sfri.wcape.gov.za

* Attended the Special Meeting of the Swordfish Species Group for South Atlantic Data Preparation (September 23-25, 1999).

UNITED STATES

ALVARADO, Jaime
Texas A&M University at Galveston-Marine Biology
5007 Ave. U
Galveston, Texas 77551
Tel: +1 409 740 4958
Fax: +1 409 740 5002
E-mail: jaimeab@tamug.tamu.edu

BABCOCK, Elizabeth*
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/STI
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
Renewable Ressources Assessment Group
Centre for Environmental Technology
8 Prince's Gardens, Imperial College
London SW7 1NA (U.K.)
Tel: +44 171 594 9330
Fax: +44 171 589 5319
E-mail: m.mcallister@ic.ac.uk

ORTIZ, Mauricio*
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4288
Fax: +1 305 361 4562
E-mail: mauricio.ortiz@noaa.gov

PIKITCH, Ellen
Wildlife Conservation Society
Marine Conservation Program
2300 Southern Blvd.
Bronx, New York 10460
Tel: +1 718 220 5885
Fax: +1 718 364 4275
E-mail: epikitch@wcs.org

PORCH, Clay
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4232
Fax: +1 305 361 4562
E-mail: clay.porch@noaa.gov

POWERS, Joseph*
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4295
Fax: +1 305 361 4219
E-mail: joseph.powers@noaa.gov

SCOTT, Gerald
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4596
Fax: +1 305 361 4562
E-mail: gerry.scott@noaa.gov

TURNER, Stephen
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4482
Fax: +1 305 361 4562
E-mail: steve.turner@noaa.gov

Observers

CHINESE TAIPEI

CHANG, Shui-Kai*
Overseas Fisheries Development Council
19 Lane 113, Roosevelt Road, Sec.4
Taipei
Tel: +886 22 738 1522
Fax: +886 22 738 4329
E-mail: skchang@ofdc.org.tw

WANG, Shyh-Bin*
Overseas Fisheries Development Council
19 Lane 113, Roosevelt Road, Sec.4
Taipei
Tel: +886 22 738 1522
Fax: +886 22 738 4329
E-mail: w096054@ofdc.org.tw

LIST OF DOCUMENTS / LISTE DES DOCUMENTS / LISTA DE DOCUMENTOS

SCRS/99/6	Data preparation by the Secretariat for 1999 swordfish stock assessment - ICCAT Secretariat
SCRS/99/19	Report of the ICCAT Data Preparatory Meeting for South Atlantic Swordfish (<i>Tamandare, PE, Brazil, April 8-13, 1999</i>) / Rapport de la Réunion préparatoire ICCAT sur les données de l'Espadon de l'Atlantique Sud (<i>Tamandaré, PE, Brésil, 8-13 avril 1999</i>) / Informe de la Reunión ICCAT de preparación de datos de Pez Espada del Atlántico Sur (<i>Tamandaré, PE, Brasil, 8-13 abril 1999</i>) -
SCRS/99/32	Preliminary standardized catch rates, in biomass, for the swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) caught by the Spanish longline fleet in the South Atlantic stock, for the period 1989-1998 - J. Mejuto, B. García, J.M. de la Serna
SCRS/99/33	Standardized CPUE for the South Atlantic swordfish caught by Japanese longliners - K. Yokawa
SCRS/99/34	Standardized CPUE of swordfish in the South Atlantic from the Taiwanese longline fishery - K. M. Liu, J.E. Wang
SCRS/99/35	Preliminary analysis of the feasibility of using small artisanal vessels in the sub-surface longline fishery off northeastern Brazil - F. H. V. Hazin, M.K. Broadhurst, H.G. Hazin
SCRS/99/36	A historical review of the Brazilian longline fishery and catch of swordfish (1973-1997) - J.H. Meneses de Lima, J.E. Kotas, C.F. Lin
SCRS/99/37	Analysis of Santos (SP) longliners from southern Brazil (1997-99) - C. A. Arfelli, A.F. Amorim
SCRS/99/38	An overview of swordfish catches in the South African experimental pelagic longline fishery with emphasis on the southwestern Atlantic Ocean - M. Kroese.
SCRS/99/51	Options for conducting swordfish sex-specific assessments - V. R. Restrepo, C.E. Porch
SCRS/99/56	Standardized catch rates by age and in biomass for the North Atlantic swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) from the Spanish longline fleet for the period 1983-1998 and bias produced by changes in the fishing strategy - J. Mejuto, J.M. de la Serna
SCRS/99/57	An updated relationship between the NAO index and the swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) recruitment index in the North Atlantic stock - J. Mejuto.
SCRS/99/75	Activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) in the year 1998 - J. Mejuto, B. García, J.M. de la Serna
SCRS/99/76	Age-specific CPUE for Canadian swordfish longline for combined and separate sexes, 1988-1998 - H. M. Stone, J.M. Porter
SCRS/99/77	Preliminary estimation of the tonnage of dead swordfish and bluefin tuna discards from the 1998 Canadian swordfish longline fishery - J. M. Porter, B.M. Wood, H.H. Stone
SCRS/99/78	Update on the Canadian juvenile swordfish cooperative tagging program - H. H. Stone.
SCRS/99/83	North Atlantic swordfish sex-ratios at size keys : analysis and development - M. Ortiz, V.R. Restrepo, S.C. Turner

- SCRS/99/84 Preliminary application of a non-equilibrium generalized production model to North Atlantic swordfish - M. H. Prager.
- SCRS/99/85 Application of a non-equilibrium generalized production model to South and North Atlantic swordfish: combining Bayesian and demographic methods for parameter estimation - M. K. McAllister, E.A. Babcock, E.K. Pikitch, M. Prager
- SCRS/99/86 Calculation of sex-specific catch at size and catch rates for - S. S. Turner, J. Cramer
- SCRS/99/87 Standardized catch rates by sex and age for swordfish (*Xiphias gladius*) from the U.S. longline fleet 1981-1998 - M. Ortiz, J. Cramer, A. Bertolino, G.P. Scott
- SCRS/99/88 An updated biomass index of abundance for North Atlantic swordfish, 1963-1998 - J. J. Hoey, J. Mejuto, J.M. Porter, H.H. Stone, K. Yokawa
- SCRS/99/89 Nuclear markers provide additional evidence for population subdivision among Atlantic swordfish - T. W. Greig, J.R. Alvarado Bremer, B. Ely
- SCRS/99/90 Pelagic longline by-catch - J. Cramer.
- SCRS/99/92 Feeding dynamics of swordfish (*Xiphias gladius*) in Azores area - P. R. Simões, J.P. Andrade
- SCRS/99/94 Some considerations on the impact of the application of different methodologies on estimating catch at size by sex in the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) - J. Mejuto.
- SCRS/99/113 A note on swordfish recaptured by the Spanish commercial fleet in the Atlantic Ocean B. García-Cortés, J. Mejuto, M. Quintans
- SCRS/99/122 Development of country combined abundance index of swordfish caught by the Chinese Taipei and Japanese fleets in the South Atlantic - Y. Uozumi, K.M. Liu, S.K. Chang, K. Yokawa
- SCRS/99/123 Swordfish catch at size from the Brazilian longline fleet - J. H. Meneses de Lima, C.A. Arfelli, A.F. Amorim
- SCRS/99/124 Age-specific CPUE of swordfish in the North Atlantic caught by Japanese longliners for 1978-1998 - K. Yokawa.
- SCRS/99/125 A note on methods to account targeting in CPUE standardization - Y. Takeuchi, K. Yokawa
- SCRS/99/126 Recent status of the catch of swordfish by the Japanese longliners in the Atlantic Ocean - K. Yokawa.
- SCRS/99/128 Feeding habits in pelagic longline fisheries : a new methodological approach applied to swordfish (*Xiphias gladius*) in central eastern Atlantic - F. Velasco, M. Quintans
- SCRS/99/129 Effects of simulating targeting levels on swordfish (*Xiphias gladius*) standardized CPUE estimates, caught by the Portuguese surface longline fleet in the North Atlantic - C. Palma, J. Pereira, J. Mejuto, M. Santos

RESULTS OF STANDARDIZATION OF SWORDFISH CPUE FOR THE BRAZILIAN LONGLINE FLEET – TRADITIONAL LONGLINE GEAR

RÉSULTATS DE LA STANDARDISATION DE LA CPUE DE L'ESPADON POUR LA FLOTTILLE PALANGRIÈRE BRÉSILIENNE - ENGINS DE PALANGRE TRADITIONNELS

RESULTADOS DE LA ESTANDARIZACIÓN DE LA CPUE DE PEZ ESPADA PARA LA FLOTA PALANGRERA BRASILEÑA - ARTES DE PALANGRE TRADICIONALES

MODEL 1 : YR QT AREA BOAT YR*QT

Data used:

Swordfish catch in numbers
Effort: number of hooks
CPUE : Number of fish / 1000 hooks

Main effect:

R : year from 1992 to 1995
Qt : Quarter Jan-Mar=1 , Apr-Jun=2, Jul-Sep=3 Oct-Dec=4
Area : four areas
Area 1=20-30S , 40-50W
Area 2=20-30S , 30-40W
Area 4= 30-40S, 30-50W
These area were determined by distribution of CPUE and Effort

Boat : Fishing vessel efficiency (12 fishing vessels were selected from a total of 18 vessels)

Final model is as follows

Model $\log(\text{CPUE} + 1) = \text{overall mean} + \text{yr} + \text{qt} + \text{area} + \text{boat} + \text{yr} * \text{qt}$

Summary results of analysis of variance

General Linear Models Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	4	93 94 95
QT	4	1 2 3 4
AREA	3	1 2 4
BOAT	2	1 2 4 5 6 16 101 102 103 104 105 106

Number of observations in data set = 1023

General Linear Models Procedure
Dependent Variable: LWSWO

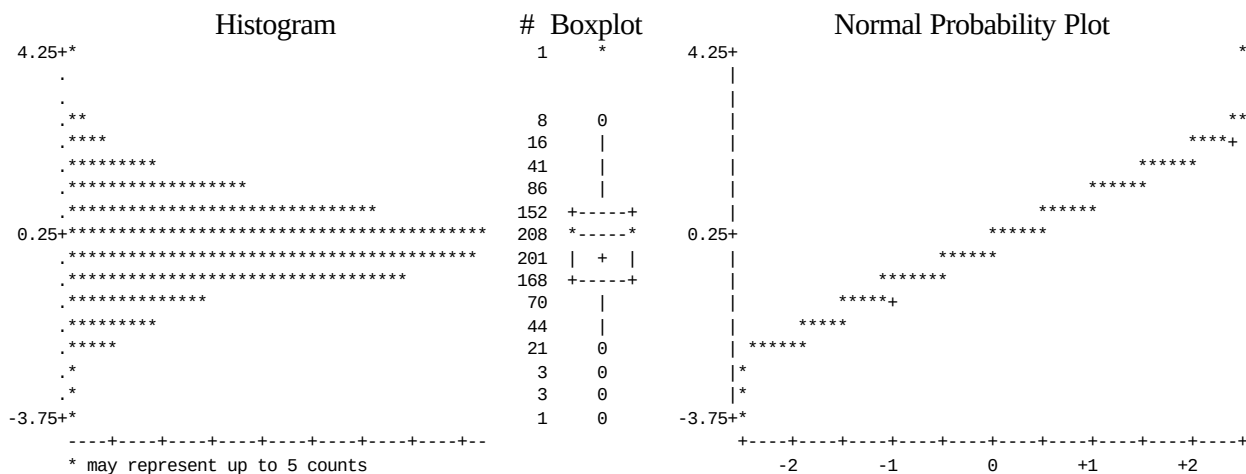
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	28	95.01080555	3.39324306	14.12	0.0001
Error	994	238.94589332	0.24038822		
Corrected Total	1022	333.95669888			

Mean	R-Square	C.V.	Root MSE	LWSWO
	0.284500	36.24199	0.49029402	1.35283410

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	3	14.21401031	4.73800344	19.71	0.0001
QT	3	32.65052895	10.88350965	45.27	0.0001
AREA	2	10.91602371	5.45801185	22.70	0.0001
BOAT	11	14.50017703	1.31819791	5.48	0.0001
YR*QT	9	11.34475208	1.26052801	5.24	0.0001

Parameter		Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT		1.238488719 B	10.15	0.0001	0.12204358
YR	92	-0.054935770 B	-0.53	0.5950	0.10329413
	93	0.081981079 B	0.78	0.4334	0.10460999
	94	0.489596854 B	4.57	0.0001	0.10710900
	95	0.000000000 B	.	.	.
QT	1	0.276883046 B	2.43	0.0154	0.11403039
	2	0.354045577 B	2.90	0.0039	0.12228673
	3	0.517446798 B	4.32	0.0001	0.11974608
	4	0.000000000 B	.	.	.
AREA	1	0.203088996 B	5.53	0.0001	0.03673920
	2	-0.097183539 B	-1.54	0.1244	0.06318787
	4	0.000000000 B	.	.	.
BOAT	1	-0.124119332 B	-1.38	0.1664	0.08963324
	2	-0.385737215 B	-3.94	0.0001	0.09788513
	4	-0.419330613 B	-4.02	0.0001	0.10442080
	5	-0.293424762 B	-3.26	0.0012	0.09009783
	6	-0.148222567 B	-1.78	0.0759	0.08342929
	16	-0.047540573 B	-0.52	0.6032	0.09143151
	101	-0.083539567 B	-0.89	0.3763	0.09437252
	102	-0.180434214 B	-2.02	0.0433	0.08918728
	103	-0.185186086 B	-2.04	0.0418	0.09085443
	104	0.104395120 B	1.10	0.2728	0.09513464
	105	-0.144579734 B	-1.50	0.1343	0.09648185
	106	0.000000000 B	.	.	.
YR*QT	92 1	-0.469208348 B	-3.28	0.0011	0.14303744
	92 2	-0.284325798 B	-1.94	0.0532	0.14689081
	92 3	0.004058075 B	0.03	0.9774	0.14332036
	92 4	0.000000000 B	.	.	.
	93 1	-0.647110633 B	-4.67	0.0001	0.13844404
	93 2	-0.413582154 B	-2.87	0.0041	0.14392129
	93 3	-0.227447694 B	-1.57	0.1165	0.14479840
	93 4	0.000000000 B	.	.	.
	94 1	-0.759653720 B	-5.34	0.0001	0.14233744
	94 2	-0.624626873 B	-4.24	0.0001	0.14740267
	94 3	-0.498337676 B	-3.38	0.0007	0.14734662
	94 4	0.000000000 B	.	.	.
	95 1	0.000000000 B	.	.	.
	95 2	0.000000000 B	.	.	.
	95 3	0.000000000 B	.	.	.
	95 4	0.000000000 B	.	.	.

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



Standardized CPUE with 95% confidence limits

OBS	YR	ACPUE1	LCPUE1	UCPUE1
1	92	2.18867	1.97915	2.41292
2	93	2.19585	1.99604	2.40899
3	94	3.14064	2.87754	3.42158
4	95	3.06294	2.71133	3.44786

SOUTH ATLANTIC BRAZILIAN LONGLINE FISHERY (TRADITIONAL LONGLINE) GLM MODEL INCLUDING TARGET EFFECT.

MODEL 2 : YR QT AREA RATIO BOAT YR*QT

Data used:

Swordfish catch in numbers
Effort: number of hooks
CPUE : Number of fish / 1000 hooks

Main effect:

YR : year from 1992 to 1995

Qt : Quarter Jan-Mar=1 , Apr-Jun=2, Jul-Sep=3 Oct-Dec=4

Area : four areas

Area 1=20-30S , 40-50W

Area 2=20-30S , 30-40W

Area 4= 30-40S, 30-50W

These area were determined by distribution of CPUE and Effort

Ratio : Percentage of swordfish catch in relation to swordfish and shark catches. Ten “RAT” categories of 10% intervals were used.

Boat : Fishing vessel efficiency (12 fishing vessels were selected from a total of 18 vessels)

Final model is as follows

Model $\log(\text{CPUE} + 1) = \text{overall mean} + \text{yr} + \text{qt} + \text{area} + \text{boat} + \text{rat} + \text{yr} * \text{qt}$

Summary results of analysis of variance

General Linear Models Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
YR	4	92 93 94 95
QT	4	1 2 3 4
AREA	3	1 2 4
RAT	10	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
BOAT	12	1 2 4 5 6 16 101 102 103 104 105 106

Number of observations in data set = 1023

General Linear Models Procedure

Dependent Variable: LWSWO

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	37	192.08607180	5.19151545	36.04	0.0001
Error	985	141.87062708	0.14403109		

Corrected Total 1022 333.95669888

R-Square	C.V.	Root MSE	LWSWO Mean
0.575183	28.05328	0.37951429	1.35283410

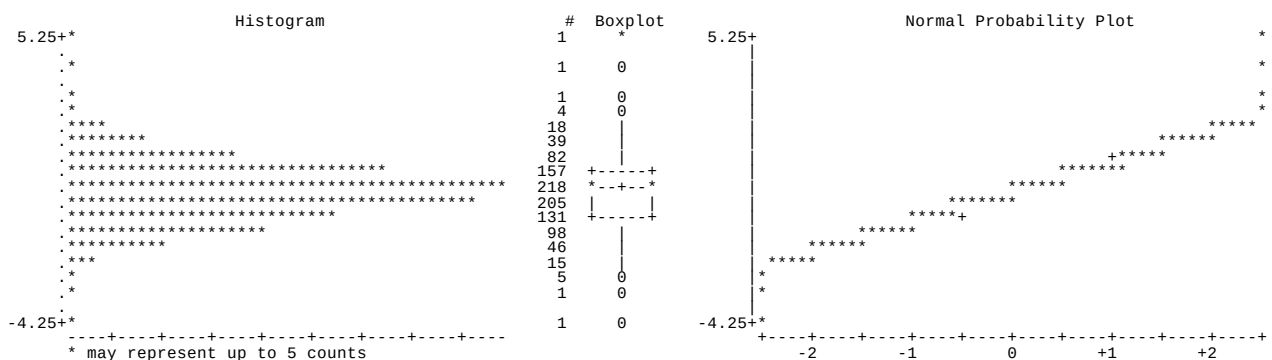
Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
YR	3	8.82132973	2.94044324	20.42	0.0001
QT	3	16.05072799	5.35024266	37.15	0.0001
AREA	2	1.49561962	0.74780981	5.19	0.0057
RAT	9	97.07526624	10.78614069	74.89	0.0001
BOAT	11	5.67585812	0.51598710	3.58	0.0001
YR*QT	9	3.14610153	0.34956684	2.43	0.0099

Parameter	Estimate	T for H0: Parameter=0	Pr > T	Std Error of Estimate
INTERCEPT	1.334659835 B	4.62	0.0001	0.28901586
YR	92 -0.124903546 B	-1.55	0.1204	0.08034460
	93 -0.081580869 B	-1.00	0.3174	0.08155814
	94 0.152596221 B	1.81	0.0711	0.08444774
	95 0.000000000 B	.	.	.
QT	1 0.126806272 B	1.43	0.1528	0.08863227
	2 0.326575183 B	3.44	0.0006	0.09483547
	3 0.267671382 B	2.85	0.0044	0.09380458
	4 0.000000000 B	.	.	.
AREA	1 -0.027484111 B	-0.92	0.3587	0.02993080
	2 -0.158403168 B	-3.21	0.0014	0.04934824
	4 0.000000000 B	.	.	.
RAT	1 -0.409328926 B	-1.50	0.1338	0.27279908

	2	0.028038154 B	0.10	0.9180	0.27225540
	3	0.181112712 B	0.66	0.5065	0.27253071
	4	0.356973018 B	1.31	0.1914	0.27302109
	5	0.434578560 B	1.59	0.1126	0.27364396
	6	0.667039717 B	2.42	0.0159	0.27608132
	7	0.698774672 B	2.50	0.0127	0.27994668
	8	0.870843095 B	3.03	0.0025	0.28730122
	9	1.048382926 B	3.49	0.0005	0.30014390
	10	0.000000000 B	.	.	.
BOAT	1	-0.109678947 B	-1.57	0.1158	0.06967351
	2	-0.221195173 B	-2.90	0.0038	0.07634030
	4	-0.255348442 B	-3.14	0.0017	0.08123477
	5	-0.161448680 B	-2.31	0.0213	0.06999400
	6	-0.116433175 B	-1.80	0.0723	0.06471510
	16	-0.032922683 B	-0.46	0.6429	0.07098132
	101	-0.049786978 B	-0.68	0.4965	0.07319570
	102	-0.161928294 B	-2.34	0.0195	0.06918937
	103	-0.073104163 B	-1.04	0.3009	0.07062160
	104	0.084010569 B	1.14	0.2553	0.07380295
	105	-0.065550565 B	-0.88	0.3812	0.07483012
	106	0.000000000 B	.	.	.
YR*QT	92 1	-0.311301918 B	-2.80	0.0052	0.11126049
	92 2	-0.159514278 B	-1.40	0.1624	0.11410482
	92 3	0.023401688 B	0.21	0.8340	0.11165794
	92 4	0.000000000 B	.	.	.
	93 1	-0.324554579 B	-3.00	0.0028	0.10825597
	93 2	-0.230629513 B	-2.06	0.0397	0.11198567
	93 3	-0.018520463 B	-0.16	0.8698	0.11293838
	93 4	0.000000000 B	.	.	.
	94 1	-0.323192953 B	-2.88	0.0040	0.11209782
	94 2	-0.347489160 B	-3.01	0.0027	0.11542196
	94 3	-0.118711814 B	-1.03	0.3056	0.11581559
	94 4	0.000000000 B	.	.	.
	95 1	0.000000000 B	.	.	.
	95 2	0.000000000 B	.	.	.
	95 3	0.000000000 B	.	.	.
	95 4	0.000000000 B	.	.	.

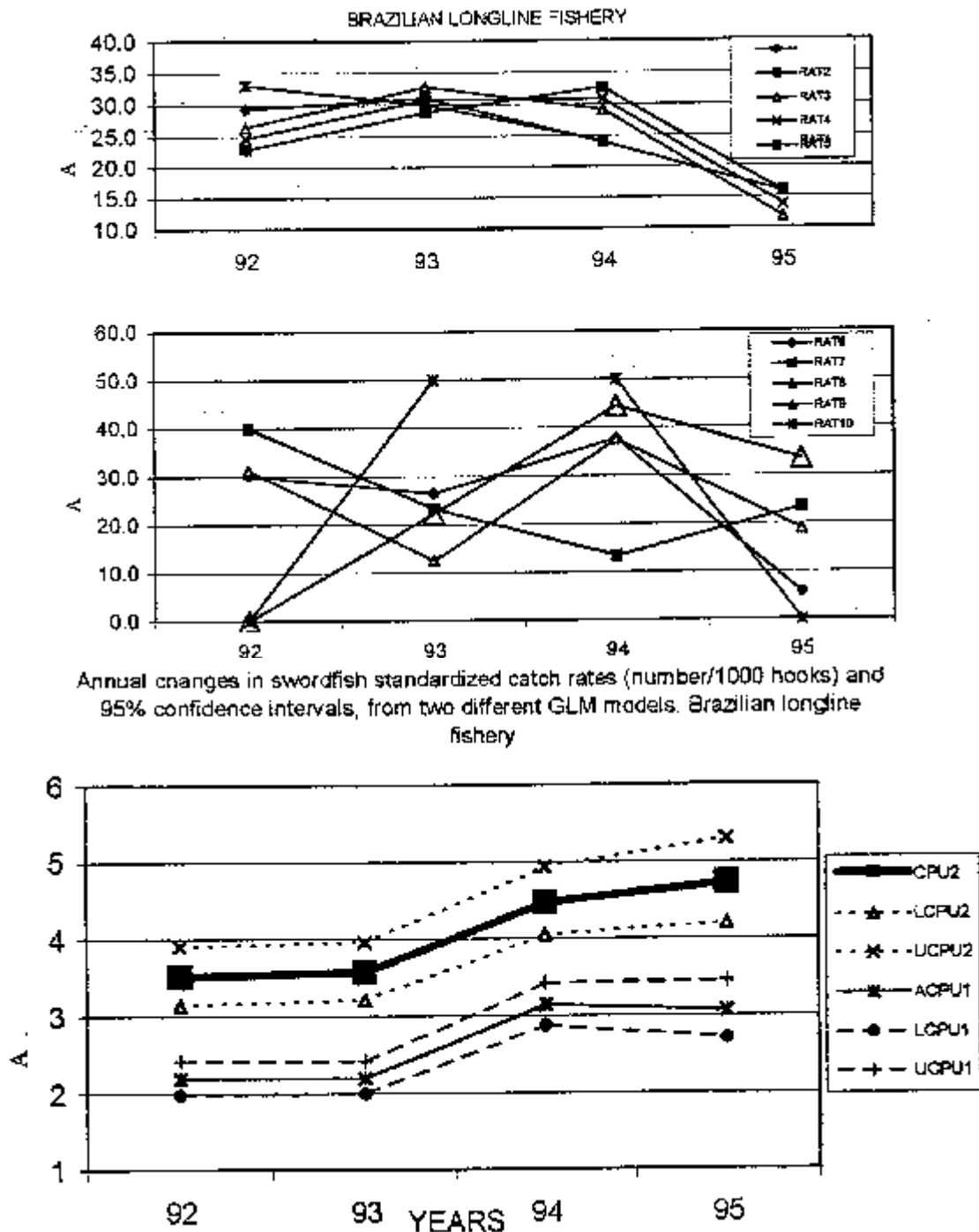
NOTE: The X'X matrix has been found to be singular and a generalized inverse was used to solve the normal equations. Estimates followed by the letter 'B' are biased, and are not unique estimators of the parameters.

standardized residuals



Standardized CPUE with 95% confidence limits

OBS	YR	ACPUE2	LCPUE2	UCPUE2
1	92	3.5127	3.14704	3.9106
2	93	3.56604	3.20572	3.9572
3	94	4.46793	4.04474	4.9266
4	95	4.71819	4.197	5.2917



Appendix 3 Fig. Frequency in percentage observations by year and “ratio” category for the period 1992-1995.