

**REPORT OF THE ICCAT SCRS ALBACORE
STOCK ASSESSMENT SESSION**
(Madrid, Spain - October 9 to 15, 2000)

Meeting arrangements

According to the decision made by the Commission, the 2000 Albacore Stock Assessment Session was held at the ICCAT Secretariat in Madrid, Spain, from October 9 to 15. The meeting was chaired by Michael Keatinge.

The meeting Agenda is attached as **Appendix 1**. A list of participants is attached as **Appendix 2**. The following scientists served as rapporteurs for the various sections: Haritz Arrizabalaga, Michelle Bertignac, François Gauthiez, Michael Keatinge, Robin Leslie, Mauricio Ortiz, Clay Porch and Victoria Ortiz de Zárate.

1 Description of the fisheries

Reported catches by gear and area are given in **Table 1**. The distribution of the major albacore fisheries in the Atlantic is given in **Figure 1**; the main characteristics of these fisheries are presented in **Table 2**.

S North Atlantic

Albacore catches in the North Atlantic have shown a downward trend since the late 1970s. This has been attributed to a reduction in fishing effort by the traditional summer troll and baitboat fisheries, as well as from a significant reduction in longline effort since 1987. In contrast, catches by the summer and autumn surface gears (driftnets and pelagic trawls) have increased significantly during the 1990s.

The North Atlantic catch of albacore in 1999 of 34,557 MT proved to be a marked increase on the 1998 figures of 25,380 MT. Catches by each of the major gear types (surface fisheries and longline) were greater than those of previous years and significant increases in catches were taken by trawls.

Chinese Taipei

Longline activity by Chinese Taipei in the North Atlantic Ocean started in the 1960s and effort remained high until 1987, when there was a shift in targeting to bigeye tuna using deep-longline. Currently the longline fleet operates in the North Atlantic all year round. In 1999 a total of 5,785 MT were caught, representing an increase of about 2,700 MT from 1998. The total number of directed longliners has been limited to the average number in the period of 1993-1995, in accordance with the 1998 and 1999 ICCAT recommendations.

Japan

Japan initially targeted albacore when longline fishing began in 1956, and this targeted effort continued at a high level until the end of the 1960s. Thereafter, the targeted species was increasingly switched to bigeye and bluefin tunas during the transition period up to 1975, and the fleet has principally targeted bigeye and bluefin tunas since then. The total albacore catch in 1999 was 524 MT, an 18% increase from 1998.

EC-France

Trolling was the first fishing method introduced for catching albacore and remained the main gear until the introduction of bait boats in 1949. During the 1980s, a gradual decline of trolling and bait-boat took place and catches fell to a minimum of 1200t in 1986. Trolling ceased completely in 1989. However catches once again increased due to the development of two new surface gear fisheries: pair pelagic/mid-water trawling (MWT) and Gillnets/Driftnets (GILL). Since this time, fishing effort has remained quite stable with total catch varying between 3,500 MT and 7,000 MT. The catch by driftnet increased up to a maximum of 4,587 MT in 1993 but has since reduced annually and catches now vary between 2,000-2,500 MT. The catch in 1999 was 2,799 MT. It is worthwhile to note that this fishery will stop operating from 1st January 2002. The mid-water trawl fleet landed a record 4,272 MT in 1999 following a catch of 1,178 MT in 1998, the lowest since 1991. However in the same period the bait boat catches have fallen and landings in 1999 were 50 MT. The French albacore fishery is highly seasonal with the main catches taken during summer and autumn. The driftnet fishery usually commences a little bit earlier than the mid-water trawl fishery with maximum catch taken in July-August while the mid-water trawl fishery has its maximum in August-September.

EC-Ireland

Ireland has operated a driftnet fishery targeting albacore off the western and southwestern coast of Ireland and in the Bay of Biscay since 1990. With the exception of 1995 and 1996 catches have increased annually throughout the period reaching a peak of 4,858 MT in 1999. Since 1998 and in anticipation of the ban on the use of drift nets due to commence in January 2002 Ireland has developed new surface gear fisheries. These include pair pelagic/mid-water trawling (MWT), trolling and longlining.

EC-Portugal

The Portuguese catches of albacore tuna are mostly made by the baitboat fleets of the Azores and Madeira. Some minor catches, mostly incidental, are also taken with other gears off the continental coast of Portugal. The baitboat catches around the Madeira and Azores Islands are very variable from year to year depending on the availability of albacore in proximity to the Islands and the season. The majority of the catches are taken in the Azores, especially during the 4th quarter of the year, but in some years important catches also occur during the summer. Those catches are made on large adult albacore, with an average weight of 25kg. The Portuguese catches in the Azores fell dramatically in 1997 and have remained low since, however the 1999 catch of 201 MT represents a slight improvement on previous years.

In the case of Madeira, catches have also increased slightly since 1998, with a 1999 figure of 78 MT. A small fleet of Portuguese baitboats also targets albacore in the South Atlantic. Their catches have been decreasing in recent years, and reached its lowest level in 1998 with 124 MT and no recorded catch in 1999.

EC- Spain

Trolling was the first method introduced and remained the main gear until introduction of baitboats in 1949. Both these surface gears have been used mainly by Spain and France. The number of Spanish vessels has remained relatively stable during the past decades, with a slight decline in the 1990s, and stabilized after 1994. The summer fishery in the Bay of Biscay and adjacent waters of the North Atlantic developed by trollers caught 6,829 MT in 1999 an increase of 17% from the 5,834 MT caught in 1998, whereas the baitboats caught 6,477 MT a decrease of 8% respecting 1998 catch of 7,346 MT. Both fleets targeted the juvenile and sub-adult fraction on the northern population.

Since 1990, some Spanish baitboats have extended their activities towards the Azores and the southern Atlantic coast of the Iberian Peninsula. Catches comprised of adult fish have varied since then. In 1999 catches of 41 MT were reported from this area. In the spring, there is another baitboat fishery

targeting sub-adults and adults in the Canary Islands varying between years. Catches in 1999 reached 1,972 MT (SCRS/00/149).

United States

Historically, albacore has not been a target species of any of the U.S. tuna fisheries. However, there is a small fleet of rod and reel recreational anglers targeting albacore as well as some longline and gillnet vessels. Reported catches of albacore were 830 MT in 1998 and 317 MT in 1999.

S *South Atlantic*

The total albacore catch in 1999 in the south Atlantic reached 27,293 MT, however this decrease from 1998 levels of 30,497 MT may have been influenced by market forces. The surface catch was 6,719 MT compared to 10,798 MT in 1998, while longliners caught 20,574 MT, an increase from 1998. Chinese Taipei has reduced their directed albacore fishing effort as an implementation of management regulations in response to the 1994 ICCAT resolution.

Chinese Taipei

Chinese Taipei currently operates only longline vessels in the Atlantic all year round. Catches of southern albacore in 1999 were estimated as 17,377 MT, an increase with respect to the 1998 level. The catch is under the level of 90% of the 1989-1993 average catches and has been reported to South Africa every two months since January 1999 in accordance with the 1998 and 1999 ICCAT recommendations.

Brazil

Brazilian and Brazilian joint-venture longliners target adult albacore. Since the 1970s catches have fluctuated from one year to another either as a result of changes in fishing strategy or due to marked variations that occurred in size and composition of the fleet.

Until 1981 Brazilian longline catches of albacore remained below 500 MT. A further increase in the catches occurred only after 1991, when they exceeded 1,000 MT and reached a catch record of 3,600 MT, in 1993. Catches dropped below 1,000 MT during 1994-1997, however, since 1997 a policy for further development of this fishery was adopted and as a result, in 1998 there was a marked increase in albacore catches, which reached 3013 MT. In 1999 the total catch was 1,478 MT.

Albacore catches are taken mainly during the winter from Southern Brazilian waters. Since 1980, the fishery carried out by Brazilian longliners has diversified, first with part of the fishing effort being directed to catch sharks and, more recently, to catch swordfish. As for Brazilian joint-venture longliners, initially albacore was the target species but in recent years there has been a shift in target species to bigeye tuna.

Japan

A Japanese longline fishery developed in the south Atlantic in very similar way as in the North, showing the same shift in targeting species to bigeye and southern bluefin tunas in the mid-1970s. Albacore are now only caught as incidental by-catch in this fishery. The 1999 catch accounted for 567 MT, a 36% increase from 1998.

Namibia

Namibia's tuna fishery is primarily a pole-line and longline fishery targeting albacore, bigeye and swordfish. During 1999, Namibia issued 24 permits to longline vessels of which 11 were South African, 10 Japanese and 3 Namibian. 39 pole-line licenses were also issued, 30 of which for Namibian vessels and 9 for South African. Ninety nine percent of catches by Namibian licensed vessels were made within

Namibia's Exclusive Economic Zone (EEZ). The Total landing of albacore in 1999 was 1161 MT, which represents a decrease in respect to the 1998 figures. These were caught primarily by pole-line vessels.

South Africa

The South African baitboat fleet conducts the major surface fishery for albacore in the southern Atlantic. This fleet has fished off the western coast of South Africa and off Namibia since initiation of this fishery. Catches by the South African baitboat and recreational fisheries are heavily influenced by the availability of albacore in the near shore waters. The 1998 season was characterised by greater than average availability of albacore in near shore waters, resulting in a record catch of 8,401 MT by the baitboat and recreational fishery. Conditions in 1999 returned to normal and the catch by the baitboat and recreational fisheries (5,010 MT and 73 MT respectively) was 15% below the average catch for the decade. The tuna-directed longline fishery, started in November 1977, takes a small by-catch of albacore, 11 MT in 1998 and 18 MT in 1999.

EC-Spain

Large albacore, between 20 and 35 kg, are occasionally caught in equatorial areas by Spanish purse seiners as seen in **Figure 7**. In 1999, 156 MT were caught in this area. Likewise 871 MT of albacore taken as by-catch by longliners targeting swordfish were landed. Those albacore are recorded by observers on board longliners along with other non-target species.

EC-France

Large albacore, between 20 and 35kg, are occasionally caught in equatorial areas by French purse seiners. These catches appear normally associated with large spawning yellowfin, in mixed YFT-ALB shoals, during the first quarter of the year. In 1999, 13 MT were caught. **Figure 7** shows the distribution of catches for 1991-1997.

S Mediterranean

Italy and Greece are the main countries involved in the albacore fishery in the Mediterranean, using driftnets, longlines, hand-lines and trolling gear. Albacore are also occasionally caught by French purse seiners, the Spanish coastal fleets and the sport fishery. Since 1985, the Spanish surface fleet based in the Atlantic has also made albacore catches in the western Mediterranean and the Alboran Sea in autumn. In 1999 the baitboats caught 210 MT.

Reported albacore catches in the Mediterranean are still small, fluctuating between 2,000 MT and 4,000 MT since 1984 and reaching a maximum of 4,129 MT in 1985. The recent catch data are very incomplete due to the lack of reporting by many nations, particularly Italy.

The trend of fishing effort of the various gears fishing for albacore in the Mediterranean Sea is still not possible to estimate, due to the short time series and inadequate coverage of artisanal gear.

2 Review of data

2.1 Catches (Task I)

The ICCAT Secretariat presented the Task I albacore data (annual landings) in **Table 1**, by gear, country and region. Task I changes were in general minor and affected mainly the southern Atlantic albacore.

On behalf of the Working Group, the Chairman expressed their gratitude to the Secretariat for the timely distribution of preliminary data in advance of the meeting.

Document SCRS/00/08 (Revised) includes data preparations made by the Secretariat for the 2000 albacore assessment session. Since the last assessment session in 1998 Task I data have been updated to include data from 1998 and 1999.

Total landings by stock, major gears and countries are attached as **Table 1**. Total landings by stock are illustrated in **Figure 2** and catches by major gears for the north and south Atlantic albacore are given in **Figures 3** and **4**. The Mediterranean catches are not shown in either figure as the data since 1993 are very incomplete, particularly for Italy and Greece. The Working Group strongly recommends that in future these data be reported.

2.2 Catch and effort (Task II)

It was noted that not all fisheries report complete Task II data. Annual distributions of catches by area for each decade (1950s through 1990s) and combined catches by quarters are presented (**Figures 5** and **6** respectively).

2.3 Catch at size

SCRS/00/8 was presented by the Secretariat and describes the procedures (data substitutions and raising) adopted for updating the north and south Atlantic albacore catch-at-size data for the 2000 stock assessment session. Chinese Taipei data were approved at the 2000 Working Group and used for both the North and South Atlantic albacore assessments in 2000.

During the 2000 assessment session some data changes were introduced that affected the 1996 size distribution of French driftnets and Irish driftnets by substitution. In addition, the size distribution of the Irish driftnet fleet allocated to the second quarter of 1998 was correctly allocated to the third quarter of that year.

Examination of size frequency distribution of albacore caught by the Chinese Taipei longline fleet between 1981-1985 and 1995-1998 in the most southern area (statistical area 34) in the south Atlantic was reported to the Working Group (**Figure 8**). An earlier study (SCRS/98/132) concludes that length distribution patterns are similar except for the period 1994-1996 when an increase in the abundance of small fish (<65 cm) is evident and might suggest an increase in albacore abundance during those years. An increase in the percentage of age 1-3 fish between 1993 and 1995 was also seen in Namibian and Japanese catches

The South African catch at size data for 1993 to 1998 were changed by raising the catch-at-size to the revised catches. The data are now sufficient to show a number of modes of small and large fish, in contrast with the unimodal distributions of previous years.

Catch-at-size distributions for both Atlantic albacore stocks were computed by the Secretariat on a quarterly basis for different gear-country combinations to allow proper estimation of partial catch-at-age tables to be used in the assessments.

2.4 Tagging database

The Working Group noted that some historical release and recovery information are still missing from the ICCAT database. The Working Group reiterated its earlier recommendation that the combined effort of the Secretariat and the scientists involved should continue in order to complete the tagging file for the North Atlantic and Mediterranean – especially release information.

3 Review of biology

3.1 Stock structure and distribution

As no new study has been presented to the Working Group at this meeting that would invalidate the hypothesis of two separate stocks, a northern and a southern stock separated at 5°N latitude, it was decided that this assumption could be upheld for assessment purposes.

In document SCRS/00/119, several theories on the geographical extension and vertical distribution of the population were proposed to the Working Group. Based on historical studies, the author proposes that the habitat of the stock might be larger than previously considered. Furthermore, young albacore could change their summer migration patterns in relation to environmental conditions. If confirmed, such phenomenon might influence stock assessment conclusions. The same observations can be made for the vertical distribution of adults. According to the author, it was shown that in the Pacific large albacore can be distributed as deep as 450 m in inter-tropical areas (15 to 20°S) with a maximum abundance at 250-300m. These fish are mainly feeding on mesopelagic micronecton. A similar vertical distribution could occur in the Atlantic that would impact the longliners catchability, large albacore being out of range of the traditional longline. As suggested by the same author in paper SCRS/00/120, this catchability could also be affected by the degree of repletion of the fish and could thus be reduced in area of high micronecton abundance.

3.2 Biological parameters

No changes were made to the population parameters used at the previous SCRS. For the North, South and Mediterranean stocks they are summarised in (**Table 3**). For both stocks, growth parameters estimated by Bard (1981) were applied. Natural mortality was assumed to be constant and equal to 0.3 for all age classes.

4 Environmental influences

With the exception of documents SCRS/00/119 and SCRS/00/120, which are discussed in section 3.1, no new information was presented at the 2000 Working Group. The relevant information is in the 1998 detailed report (**Figure 9**¹).

5 State of the stocks

5.1 Catch at age

Document SCRS/00/117 compares the catch at age tables obtained with tag-recapture data with the those used in the 1998 stock assessment, indicating that the results obtained with both methods are consistent and that there is not enough reason to change the MULTIFAN procedure applied to calculate the catch-at-age data for north Atlantic stock assessment.

Document SCRS/00/161(Rev) provides the catch-at-age estimates for the northern albacore stock for the period 1975-1999 from the corrected catch at size data provided by the Secretariat. The matrices are given for the total international catch and for those fleets for which abundance indices are available, namely Spanish baitboat, French and Spanish troll and Japanese and Chinese Taipei longliners (**Table 4**). The procedures followed to derive catch-at-age were those adopted during the final meeting of the ICCAT Albacore Research Program (Anon., 1996). The following growth parameters estimated in that

¹ The SLP anomalies at each station were normalized by division of each seasonal pressure by the long-term (1864-1983) standard deviation. The station data were obtained from <http://www.scd.ucar.edu/dss/datasets/ds570.0.html>. See David Stephenson's NAO web page for other sources of on-line data (<http://www-sv.cict.fr/Isp/Stephen/NAO/index.html>), including the link to the Climatic Research Unit.

Session have been used to derive numbers at age for the period considered.

<i>Period analyzed</i>	<i>1988-1993</i>
Number of age groups	8
Von Bertalanffy K	0.217
L -	122.8
Average SD	3.593
Ratio SD	1.391

In order to estimate numbers at age from the different sets of quarterly length distributions considered in the analysis, the MULTIFAN computer package was utilized with fixed input growth parameters detailed earlier to above. The total catch-at-age data obtained in this way are shown in (**Table 4** and **Figure 10**). It is clear that the first three age groups are those most represented in the catches, especially age 2 albacore. Age 5 and older ages appeared relevant in the catches until 1986 when Chinese Taipei stopped a great part of its activity targeting this species in the North Atlantic.

As regards the South Atlantic albacore, the Working Group recognized that SCRS has strongly recommended the adoption of VPA models in addition to the surplus production models traditionally used to assess this stock. For this reason various research initiatives have been conducted since the last assessment in 1998. New studies have been conducted by Chinese Taipei scientists to obtain catch-at-age data for this stock, which are documented in SCRS/00/169. A Minimization Searching Algorithm is presented which is used to compute the catch at age. This Searching algorithm and the Knife-edge Cutting Method are used to compute the catch at age in 1997. The searching algorithm seems to give better estimations of the catch at age than the knife-edge cutting method traditionally applied to catch-at-size composition of South Atlantic stock. The searching algorithm assumed that the fork length distribution of an age group was normally distributed according to the growth equation provided by Lee and Yeh (1993) The Working Group did not recommend the use of this new methodology to compute the catch at age for the 2000 stock assessment session due to time constraints. However the Working Group did encourage the scientists involved to use this new method to calculate historical catch-at-age for future South Atlantic albacore assessments.

The Working Group noted, once again, that the size (fork length) of age 1 albacore estimated using the Lee and Yeh growth equation appears to be 15 cm smaller (30.7cm versus 45.8cm) than that obtained from Bard's equation which is based on North Atlantic albacore. Bard's equation has traditionally been used for Southern albacore.

For the purpose of the 2000 assessment, the Working Group proposed the use of the slicing method using Bard's equation for the estimation of catch-at-age of southern albacore. Due to the changes introduced in both northern and southern catch-at-size distributions, catch at age was re-estimated during the meeting. The importance of concluding the preparation of these basic data prior to the meeting was emphasized (**ALB Table 5** and **Figure 11**).

5.2 Standardized CPUE series available

S North Atlantic (**Table 6** and **Figure 12**)

The Spanish standardized CPUE (number of fish per day) by age group (ages 1 to 4) obtained by a Generalized Linear Model with log normal error structure (hereafter LN) using log (CPUE) of the positive observations as a response variable for the troll fisheries (SCRS/00/114) and baitboat fishery (SCRS/00/115) in the Bay of Biscay and adjacent waters of the north-eastern Atlantic were updated for

the 2000 assessment. The Working Group decided to use only the CPUE indices of albacore aged 2 and 3 from the troll fishery, as in previous years, as ages 2 and 3 constitute the main target of the trolling fleet. This fleet does not target ages 1 and the availability age 4 varies on an annual bases. The baitboats standardized CPUEs were also examined, however as the area effect used in the model seems to need further investigation, including sub-area stratification (SCRS/00/116), these CPUE trends were not included in the assessment.

Northern albacore abundance indices obtained by using $\log(\text{CPUE}+0.1)$ as the response variable of a Generalized Linear Model with a lognormal error structure for Chinese Taipei longline data from 1968 to 1998 was presented (SCRS/00/170). As was recommended in the last assessment, a target effect was incorporated in the model. For the area effect a new area subdivision was used in this analysis defined by means of hierarchical cluster analysis to better discriminate bigeye by-catch areas. Two different models were fitted one including and the other excluding the bigeye by-catch area. The Working Group, for the base case assessment, selected the model excluding the bigeye by-catch area.

The Japanese standardized CPUE was updated using two models; one with a log normal error structure, $\log(\text{CPUE}+0.1)$, while the other used a Poisson error structure. Both models used catches as a response variable for the longline fishery during 1975-1999. Both standardized CPUEs show similar trends between them with the CPUEs sharply decreasing during 1976-1978, and then gradually decreasing thereafter with a slight increase for 1999.

Some comments were made about choosing between the log-normal model and the Poisson model. Each method is a maximum likelihood method, therefore both have optimal statistical properties if the probability distribution of observations is adequate. However, robustness problems can arise if the true (unknown) distribution of data does not correspond to the distribution underlying a given maximum likelihood estimator. It was shown in the statistical literature (see for example Gouriéroux *et al.*, 1984, or Gouriéroux and Monfort, 1990) that maximum likelihood estimators based on a probability distribution belonging to the linear exponential family (as is the case for normal, Poisson, Gamma or negative binomial) are still convergent (*i.e.*, approximately asymptotically unbiased) if the true (unknown) distribution of data is different. It was also shown that such estimators are the only ones to have such properties. This is not the case for the log-normal estimator, since the log-normal distribution does not belong to the linear exponential family. Practical consequences of these theoretical properties were shown by Myers and Pepin (1990). Therefore it was proposed to use the index based on a Poisson estimator rather than the one based on a log-normal. It should be mentioned that over-dispersion was observed in residuals and was taken into account in the final fit. A way forward could be to check a possible mean-variance relationship rather than compute an over-dispersion coefficient, allowing this way a better precision of estimates. Computing an over-dispersion coefficient means indeed that variance is proportional to the mean, while it could be, for example, proportional to the square of the mean. Quasi-likelihood estimators (Wedderburn, 1974) provide the appropriate framework for such a modeling. These estimators are very similar to the ones proposed by Gouriéroux *et al.* (1984) and they can be implemented easily in the context of Generalized Linear Models (McCullagh and Nelder, 1989). An extensive review of these problems can be found in Gauthiez (1997).

The U.S. albacore by-catch nominal CPUE from the longline fleet was used to obtain the relative catch rate indices estimated by a GLMM (Generalized Linear Mixed Model) approach assuming a delta-lognormal model distribution. The estimates of relative abundance indices were used in the base case ADAPT-VPA. Results are presented in SCRS/00/143.

The Working Group recognized the necessity for further investigation of the method for the standardization of the targeting effect using the CPUE of the species concerned. The recommendations included reviewing the data distribution, in particular when zero catch or CPUEs are present. It was recommended that diagnostic plots be included with the statistical results of CPUE standardization models, following the recommendations presented in the report (O'Brien and Kell, 1996, also McCullagh and Nelder, 1989), that is plots of residuals against predicted values, studentised residuals against the dependent variable, normalized residuals against cumulative normalized residuals (qq-plots).

In addition, alternative models such as delta models and General Linear Models that include interactions as random components should be considered, especially for cases when year interactions appear to be significant with other factors (Little et al, 1996).

S South Atlantic (**Table 7** and **Figures 13 and 14**)

The South African standardized CPUE presented in the past followed Punt et al (1996), by fitting a GLM with lognormal error structure to the data for the pole and freezer component of the South African baitboat fishery for albacore. Punt et al (1996) found a bi-modal distribution of residuals when the model was fitted to data that included vessel type 1 (5-10m ski-boats undertaking day-trips to fish on albacore within 40 nm from port). These standardized series obtained in this way showed no clear trend and explained less than 10% of the variability in the data. This can be partly explained by difficulties in obtaining albacore-directed effort for this fishery, and also by the fact that albacore availability to the South African fishery is thought to be influenced more by environmental conditions than by abundance (SCRS/98/171).

In 1998 the Working Group recognized that some additional factors may contribute to the increase of the variability when they considered the low variability in the presented analysis. The Working Group tested a number of alternative models and selected a series based on a poisson error structure and including all vessel types. This model explained a higher proportion of the variability in the data and did not show the bi-modal distribution of residuals identified by Punt et al (1996) when vessel type 1 was included. An updated CPUE series for South Africa based on this model was not available to the Working Group, therefore this series was used unchanged in the ASPM and VPA.

The South African standardized CPUE presented (SCRS/00/183) fitted separate GLMs with lognormal error structure to data for the two components of the baitboat fleet, as well as to the whole fleet. The bi-modal distribution of residuals identified by Punt et al (1996) was not evident in fits to data from the whole baitboat fleet, however plots of observed CPUE verses predicted showed two distinct clusters that formed parallel layers. The Working Group decided to use the series fitted to the pole and freezer vessels only (i.e. excludes vessel type 1) as this followed Punt et al (1996) and can therefore be regarded as an update of the series used in assessments prior to 1998.

Southern albacore abundance indices were obtained by applying lognormal error structure (GLM) and Poisson error structure (GENMOD) models to the Chinese Taipei longline data set for 1968 to 1998 (SCRS/00/168). The 'Time effect' was divided into two periods, 1968-1986 and 1986-1998 to assure constant catchability. For the area effect used in the models, sub area stratification was classified by cluster analysis of 121 5°x5° statistical blocks (SCRS/00/167); as a result three sub areas were established. To solve the problems of the 'natural logarithm of zero albacore catch' a constant was added (10% of mean CPUE). Bigeye, yellowfin and swordfish by-catch effects (calculated by quartile) were incorporated. Two interaction terms were included; year by area and area by quarter. In the models the CPUE trends were calculated separately for each period and compared with that obtained from the whole period. Five cases were modeled by GLM and GENMOD procedures according to whether the standardized CPUE were estimated separately by data segments or as a whole period, and whether the data set of sub area 1 were included or not in the analysis. Following discussion by the Working Group, Case 5 (which includes the complete period 1968-1998, includes subarea 1 for the area effect, and uses a Lognormal error structure) was selected for the base case assessment of South Atlantic stock as this series is a direct update of that used in the 1998 base case. This standardized CPUE (**Fig 14**) shows a continuous decline from 1984 to 1990, then went up slightly reaching the highest level in 1996, then declined onward.

The Japanese standardized CPUE for south albacore was updated in a similar way as for the North Atlantic stock (SCRS/00/160) by applying GLM and GENMOD models. Trends from both models show no significant difference from the 1980-1999 period. The level of both CPUEs decreased between 1985-

1986 and became stable after 1988. There was a different trend between the models in the late 1970s. The Working Group considered the use of standardized CPUE, assuming lognormal error structure, for three periods, Target (1959-1969), Transition (1975-1992) and By-catch (1975-1999) for the base case for this stock as this series is a direct update of that used in the 1998 base case.

The Brazilian- Chinese Taipei albacore longline CPUE was presented to the Working Group. Time series of CPUE in biomass from 1991-1998 was standardized using the log (CPUE+1) as the dependent variable and using a lognormal error structure model (GLM) including: year, area gear (number of branch lines between floats) and quarter as main effects. The CPUE trend varies without tendency in the period considered in the analysis. This index was not used in the base case assessment of the south Atlantic stock, but was used in sensitivity analysis (see section 5.3). The CPUE series from the 1998 and 2000 assessments are shown in **Figure 15**.

5.3 Production models

As in past years, an age-structured production model (SCRS/96/82) was applied to the southern albacore stock. The model was fit to CPUE indices from 4 fleets: Chinese-Taipei longline (1968-1998), Japanese longline (1959-1969; 1969-1975; 1975-1999), South African baitboat (1985-1999) and Brazil-Chinese Taipei longline (1991-1998). Biological parameters were as given in **Table 3**. Additional model parameters relate to fishing selectivity, which is modeled by a two-parameter logistic function. As in previous years, fishing selectivities were calculated for two periods: 1959 to 1968 and 1969 to present. The first period corresponds to a length-at-50%-selectivity of 100cm (8-years old), and the second period to a length-at-50%-selectivity of 80cm (5-years old). The second logistic parameter describes the rate at which selectivity increases (from 0 to 1) with age.

Some errors were detected in the historic annual catch series used in the 1998 base case. Sensitivity to the errors in the historic annual catches was tested by rerunning the 1998 base case using the same (incorrect) annual catches, and with the correct annual catch series. The differences in the results from the 1998 base case were minor (**Table 8**) and the corrected catch series was adopted for use in 2000.

Two possible runs were selected for use in the ASPM model. Both use 13 age classes, a constant mortality rate of $0.3y^{-1}$, the Bard (1981) growth equation, a Beverton-Holt stock recruitment function, knife-edge maturity at 90cm (5y), and a rate parameter of 1.0 for the fishing selectivity function. Run 1 (base case), as far as possible uses updates of the CPUE series used in 1998. These are: Chinese-Taipei (Case 5:- lognormal, all areas included); Japan (lognormal, fitted to three time periods), and South Africa (Poisson, unchanged from that used in the 1998 base case). Run 2 uses revised and updated CPUE series for all fleets. These are: Chinese-Taipei (Case 4:- Poisson, subarea 1 excluded); Japan (Poisson, three time periods), South Africa (lognormal, pole and freezer vessels only), and Brazil-Chinese Taipei (lognormal). To calculate CVs on the estimates of biological reference points quantities, 500 bootstraps were conducted on the runs.

Sensitivity trials involved replacing the Bard (1981) growth equation with that of Lee & Yeh (1993) and systematically replacing the abundance indices used in the base case with the available alternative CPUE series per country presented in **Table 7**, excluding the South African series, and excluding the Brazil-Chinese Taipei series. In addition, to ascertain what might be responsible for the changes in biological reference points estimated by the ASPM in 2000 compared with those from previous years, seven trials were carried out in which the indices used in 1998 were systematically replaced with the updated CPUE series given in **Table 7**.

The results of the two runs for 2000 and sensitivity trials are shown together with the base case results from 1996, 1997 and 1998 in **Table 8**. It should be noted that the estimates of absolute abundance are less precise than those expressed as a fraction of some reference level (e.g. B_{MSY} or K), and this is reflected in the magnitudes of the CVs. The fit of the runs to the indices is shown in **Figure 16a** and **16b**. The estimates of annual spawning stock biomass from the ASPM are compared to those from the VPA in **Figure 17**.

The base case results for 1996 and 1997 indicated stock levels below MSY, whereas the ASPM results from the 1998 base case, and from every trial conducted during this assessment (**Table 8**) indicate levels above MSY. Current biomass is estimated to be between 44% and 170% above that at which MSY would be achieved. The results from run 1 (base case) and run 2 give point estimates for MSY of 30,300 MT and 36,000 MT respectively, and current replacement yields of 29,200 MT and 29,800 MT respectively. However, the CVs associated with all estimates are large. The results of run 1 (base case) are repeated qualitatively in all the sensitivity trials associated with it. Likewise the results of run 2 are repeated qualitatively in its associated sensitivity trials. However the results of the runs are markedly different, with run 2 providing substantially more optimistic results than those from Run 1 (base case).

5.4 Virtual Population Analysis

S North Atlantic

The Working Group selected an initial set of indices of abundance for tuning the base case assessment, noting that if during the analyses conflicts between indices or unacceptable residual patterns were found then that selection might have to be modified. The initial selection included the three Spanish and French troll indices for two and three year olds (the primary ages targeted by those fisheries) and 3 indices from the United States, Chinese Taipei and Japanese longline fisheries (**Table 6**). The Chinese Taipei index has been substantially revised since the 1998 assessment and now more closely matches the trends indicated by the Japanese longline index. As a result, the systematic pattern in residuals was less severe in the present assessment than in 1998 and it was decided not to split the Chinese Taipei Index into separate early and late periods as done previously. The Working Group chose not to use the Spanish and Azorian baitboat fishery indices because they were highly variable and probably not reflective of adult abundance.

All analyses were conducted with the following specification, except as noted otherwise. A lognormal error structure was assumed for the indices of abundance. The selectivity at age for each index was estimated from the partial catches using the method proposed by Butterworth and Geromont (equation 4, SCRS/98/54), except of course for the two Spanish troll indices which reflect only one age class. The terminal (1999) fishing mortality rates for ages 2-7 were estimated and the 1999 fishing mortality rate on age 1 was set to 20% of that on age 2. The F-ratio (F on the oldest age divided by the F on the next younger age) was fixed to 1.0 for all years. The natural mortality rate was fixed at 0.3. A Beverton-Holt stock recruitment penalty was not used, but the addition of that constraint made little difference to the solution (as found in 1998).

The fits to the indices are shown for the base case (defined above) in **Figure 18**, and the estimated abundance and mortality rates are shown in **Table 9** and **Figure 19**. Five hundred bootstraps on the residuals were conducted to estimate uncertainty about the estimates that were not in the converged part of the matrix (**Figure 20**).

The Working Group had noted a retrospective pattern in the data in its 1998 assessment of north Atlantic albacore, and conducted a similar study this year. A retrospective pattern was observed primarily on ages 1-3 (**Figure 21**). A possible retrospective pattern on 8+ albacore was considered much smaller than the level of the uncertainty in the estimated abundances and so was ignored. The Working Group adjusted for the retrospective pattern for ages 1-3 by replacing the estimated values of recruitment for the most recent three years with the average value of the estimates from 1987 to 1996. A forward VPA conditioned on the observed catches was then conducted for the replaced cohorts to complete the matrix. The 'replaced' values were used later to compute the current F level and selectivity patterns for use in yield per recruit and equilibrium yield analyses.

Sensitivity runs for North Atlantic albacore

A first set of sensitivity runs were performed to explore possible changes in F-ratios (**Figure 22**). This was made by allowing inter-annual changes in F-ratios modeled with a random walk (with a

lognormal prior having a mean of 1 and assumed log-scale standard errors as described by Porch in SCRS/98/64). The first run (case 1-1) used a standard error of 0.25; in this case recent (since 1985) values of the F-ratio did not depart substantially from 1, while older values were estimated to be around 1.5. A second run (case 1-2) allowed for higher inter-annual variations (standard error set to 0.5) and resulted in lower estimated values after 1984. However, the results in terms of current stock status and history did not differ, in both cases, from the base case. Moreover, there was no biological reason to consider that F values for ages 8+ should differ substantially from F values for age 7. Therefore, the Working Group decided to keep fixed (1.0) values of F-ratios for the base case.

The Working Group did not perform sensitivity runs with variable natural mortality. The Working Group realized this may be an important question, but was not aware of a reasonable alternative.

Another set of sensitivity runs were performed to explore the respective influence of different tuning indices. Several trials were made, with the same specifications as for the base case, except that one or several tuning indices were removed (in some cases, additional constraints were put on terminal F's in order to increase the degrees of freedom). The results can be summarized as follows.

- Removing one, two or even all long-line indices, resulted in very minor changes in fishing mortality and abundance estimates (cases 2, 4-1, 4-2).
- Other runs were performed, which also gave results very close to the base case. One was with removing all CPUE indices but Spanish troll series (age 2 and age 3) (case 6). The other was keeping all indices but removing Spanish troll series (age 2 and age 3) (case 9).
- Only two runs gave results differing substantially from the base case (**Figure 23**). One was a run with using only age 2 Spanish troll CPUE (case 11), the other was a run using only age 3 Spanish troll CPUE (case 12).
- For case 11 (age 2 Spanish troll only), results were much more optimistic than for the base case: much lower values for recent fishing mortality at all ages, higher recent recruitment (up to 15 million recruits) and a substantial recovery of SSB in recent years.
- For case 12 (age 3 Spanish troll only), results were much more pessimistic than for the base case: while F and N for age 1 were similar to those obtained with the base case, fishing mortality (resp. numbers) were substantially higher (resp. lower) than for the base case.

Because only one index was used in these runs, the degrees of freedom could have been too low. Thus an additional constraint was put by specifying equal fishing mortality for ages 5, 6, 7 and 8+ in the final year. Bootstrapping runs 11 and 12 lead to estimated CV's close to those obtained with the base case.

The comparison of runs 11 and 12 may lead to the conclusion that Spanish troll CPUE series provide quite conflicting signals, depending on which age is considered. However, an additional run was performed, with all CPUE indices but Spanish troll age 3 (case 7): the result was very similar to the base case. If Spanish troll age 2 or 3 provide different signals, one could have expected that removing Spanish troll age 3 (case 7) from the base case should have lead to results similar to case 11 (age 2 Spanish troll only). The similarity of results from case 7 and the base case suggest that Spanish troll age 3 and long-liner fleets provide quite consistent signals. This was confirmed by case 9 mentioned above: when removing Spanish troll fleet (both age 2 and 3), results are very close to the base case (the influence of French troll fleets is minor, due to the very short time period used for each).

Finally it was suggested that two groups of CPUE may display conflicting signals:

- On one hand, Spanish troll age 2.

- On the other hand, Spanish troll age 3 and long-line fleets.

The Working Group did not have any basis to reject one of the indices and could not solve this apparent inconsistency among some of them. However, it was suggested that this apparent conflict between Spanish troll CPUE series could be linked with fish behavior, for example schooling by size or temperature preferences. Such features could imply, through an “exclusion” effect, small scale negative correlation between age 2 age 3 catches by this fleet. It was also recalled that CPUE information from other surface fleets than Spanish trollers are desired, since it would certainly contribute to clarify what is happening to the first age classes of the Northern albacore fishery. In essence, the model resolves these different patterns in abundance between age 2 and age 3 albacore as fishing mortality resulting from catch of age 2 albacore throughout these years.

S South Atlantic

The model specifications for the south Atlantic albacore were set the same as for the north with the exceptions that a stock recruitment penalty was applied for all years to help stabilize the solution, otherwise the model gave unrealistically high estimates of fishing mortality in the last year. The same three indices of abundance were used as for the ASPM run 1 (base case); Japanese longline, Chinese Taipei longline, and South African bait boats. Overall, the terminal F parameters appeared to be poorly estimated; several were highly correlated and the estimated CV's for ages 5, 6 and 7 were on the order of 100 percent. Moreover, the model provided a poor fit to the Chinese Taipei index in two periods (**Table 10** and **Figure 24**) and exhibited a strong retrospective pattern for ages 7 and 8 (**Figure 25**). For these reasons the Working Group expressed little confidence in the results for the recent time period. Therefore, it was decided to replace the last three recruitment estimates with the 1987-1996 average and the matrices completed by a forward VPA conditioned on the observed catches (as done for the northern stock). Furthermore, the selectivities used to compute the equilibrium statistics were obtained from the geometric mean of the fishing mortality rates from 1994-1996 (rather than use the recent estimates for the older age groups which are so poorly estimated) (**Figure 26**). The Working Group did not have time to conduct and examine additional analyses, but recommends that this is done prior to the next assessment.

6 Response to the 1999 Commission Recommendation

Concerning possible management measures for northern albacore and carrying ‘out an evaluation of the fishing capacity of the different fleet/gears that participate in the fishery with a view to establishing fishing effort correspondence’.

6.1 Statement of the problem

In its 1999 meeting, the Commission adopted a recommendation “concerning possible management measures for northern albacore”. In this recommendation, the Commission requests SCRS (paragraph 2 of the recommendation) “to carry out an evaluation of the fishing capacity of the different fleet/gears that participate in the fishery with a view to establishing fishing effort correspondence, taking as the reference period the years 1993-1995. [...]. In the event of [...] lack of data, the SCRS should estimate the missing data from those available.”

Referring to paragraph 1 of the recommendation, special attention should be paid to fishing capacity as measured by the number of vessels.

The Commission further requires (paragraph 3 of the recommendation):

“in the event that SCRS will not be able to ascertain the correspondence of effective fishing effort among gears, or if the SCRS feels that the existing management measures are insufficient to limit fishing mortality, it may suggest any other appropriate management measures, including different possible stock

recovery scenarios, as necessary, taking into account the scientific assessment of the stock at that time”.

The Working Group felt that the Commission request could be split into two questions:

- Evaluate the relative efficiency of different fleets during the reference period 1993-1995.
- For each fleet, evaluate the relevance of the number of boats as a proxy for fishing mortality, considering in particular time trends.

A contribution on this topic was provided to the Working Group (SCRS/00/107). This paper intended to explore possible trends in the efficiency of each fleet through time, for each fleet, rather than to evaluate the relative efficiency of different fleets at one point in time. The analysis was based on the 1998 assessment. Catchabilities were computed with reference to Task II effort, rather than simply to the number of boats. When estimating a single catchability value for each fleet and for the whole time period, standard errors of catchability estimates were particularly high. For some fleets, an exploration of possible time trends in catchability could be carried out; results of this analysis suggest that, for each fleet, very significant changes in catchability may have occurred during the period 1975-1997. The Working Group pointed out that both standard errors for catchability estimates and time changes in catchability would probably have been higher if the number of boats was used as a measure of fishing effort rather than Task II effort.

6.2 Comparing the efficiency of different fleets

The impact of fishing activities on the stock is measured by fishing mortality. For each fleet, the average (93-95) partial fishing mortality vector can thus be considered as an appropriate measure of impact of activity of this fleet during this period. Because of the multidimensional nature of fishing mortality, it is difficult to find a unique method to compare partial fishing mortality vectors between fleets. In other words, the question of how to compare a given value of fishing mortality on a given age with another value of fishing mortality on another age can have many different answers, depending on which criterion is used. To be able to compare different fishing mortality vectors, one needs a “common currency”, in order to adequately transform a vector into a scalar. Possible criteria are: impact in terms of equilibrium yield, impact in terms spawning biomass, impact in terms of reproductive potential, impact in terms of number of fish caught relative to the total number of fish etc.

The Working Group felt that it could not provide a single answer to this question. Many criteria can be envisaged, leading potentially to quite different results; thus the choice of a given criterion would be quite arbitrary and subjective.

6.3 Number of boats and effective fishing effort

Another question is to evaluate, for a given fleet, the appropriateness of the number of vessels as a measure of effective fishing effort or fishing mortality. Looking for an appropriate combination of well chosen technical factors to get a relevant measure of effective fishing effort is one of the basic questions of fishery biology, especially for CPUE analysis and stock assessment purposes. Such factors may include the number of vessels, but also fishing time, dimension of the gear, fishing area, fishing depth, target species, the use of detection devices, competition or co-operation between vessels, interaction with fish behavior, etc.

Although the number of boats obviously contributes to the definition of effective fishing effort for a fleet, the Working Group considers that it is too simple a measure to capture the true value of effective fishing effort. Although Task II effort data is a more satisfactory measure of effective fishing effort than the number of vessels, paper SCRS/00/107 seems to show that significant trends in catchability remain, due to factors not taken into account in the used measure of fishing effort.

6.4 Conclusion

The Working Group concluded that:

- 1 It is possible to carry out a direct comparison of partial fishing mortality between different fleets, but a “common currency” with which to compare the results has not yet been defined. The Working Group considers that the definition of such a common currency is highly subjective, since many possibilities can be envisaged.
- 2 For general reasons, and also referring to the analyses carried out in paper SCRS/00/107, the number of vessels is not proportional to fishing mortality for this stock. As a consequence, limiting the number of vessels will probably not prove to be a sufficient measure to limit fishing mortality.
- 3 Effort limitation based on units of effort other than the number of vessels may be possible in theory, however, the Working Group noted that many countries do not provide the data necessary to facilitate this analysis. Therefore, from a general point of view, the Working Group considers that catch limits provide a more efficient way to limit fishing mortality than the number of vessels.

7 Outlook

Equilibrium yield analyses were conducted by combining computations of yield-per-recruit, spawning biomass-per-recruit, and the estimated stock-recruitment relationship as follows. The Beverton-Holt stock recruitment relationship is given by

$$R = \frac{\alpha S}{\beta + S}$$

and can be solved for biomass, S , as a function of spawning biomass per recruit (S/R) and the stock-recruitment parameters:

$$S = \alpha(S/R) - \beta$$

The computation of the expected equilibrium values of the quantities of interest, conditional on a given level of fishing mortality, F , proceeds by first computing the equilibrium values of yield per recruit $(Y/R)_F$ and spawning biomass per recruit $(S/R)_F$ associated with that F . Then, equilibrium biomass, recruitment and yield are given by

$$S_F = \alpha(S/R)_F - \beta$$

$$R_F = \frac{S_F}{(S/R)_F}, \text{ and}$$

$$Y_F = R_F(Y/R)_F$$

Essentially, the above computations are the same that are carried out with age-structured production models. For example, MSY is given as the maximum Y_F over all values of F and B_{MSY} is given by the associated level of S_F .

The stock-recruitment relationship was estimated by a non-linear regression of the number of age 1 recruits against mid-year spawning stock biomass (excluding the last three years which are poorly

estimated). The mid year weights for ages 1 to 7 used to compute spawning stock biomass and Y/R were computed from the 1999 catches. The mid-year weight of the plus group was calculated from the growth curve (Bard, 1981) using the expected mid-year age of the plus group (A) at equilibrium under a given F:

$$A = 8 + \frac{e^{-Z}}{(1 - e^{-Z})} + 0.5$$

For northern albacore, the selectivity at age was set to the re-scaled geometric mean values of fishing mortality at age for 1996-1998 (the last year was excluded because the committee felt that the values for the last year were not well estimated) and the current level of fishing mortality was taken to be the 1996-1998 geometric mean value corresponding to the most selected age class (in this case age 2). A similar procedure was followed for the southern stock except that the geometric mean was taken from 1994-1996 (owing to the strong retrospective pattern observed) and the most-selected age class was age 4. For both stocks the geometric mean was computed after replacing the last three cohorts (see the VPA section above).

The estimates of various relevant statistics from the base case VPA runs for the North and South stocks are as follows:

	North Atlantic	South Atlantic
B ₁₉₉₉ (SSB ₁₉₉₉)	29,000 [23,000 – 35,000]	41,000 [31,000 – 51,000]
B _{MSY} (SSB _{MSY})	42,300 [40,400 – 44,000]	14,000 [3,000 – 33,700]
Current (1999) Yield	34557	27293
Maximum Sustainable Yield	32,600 [32,400-33,100] ¹	30300
Current (2000) Replacement	–	29,200 [11,900-32,100] ²
Selectivity	.43, 1.0, .71, .23, .17, .19, .37, .37	.04, .21, .57, 1.0, .57, .45, .55, .55
B ₁₉₉₉ /B _{MSY}	0.68 [0.52-0.86] ¹	1.59 [0.71-2.0] ²
F _{0.1}	0.45 [0.41 – 0.49]	0.48 [0.47 – 0.49]
F _{max}	0.80 [0.73 – 0.84]	1.3 [1.2 – 1.4]
F _{30%SPR}	0.34 [0.31 – 0.36]	0.31 [0.30 – 0.32]
F _{40%SPR}	0.26 [0.24 – 0.27]	0.23 [0.22 – 0.24]
F _{MSY}	0.51 [0.47 – 0.55]	0.76 [0.44 – 1.4]
F ₁₉₉₉ [*]	0.57 [0.52 – 0.60]	0.41 [0.34 – 0.43]
Beverton-Holt Alpha (recruit/MT)	11,387,737	7,937,000
Beverton-Holt Beta (MT)	6,918	818
Virgin SSB	278,000	196,000

F₁₉₉₉^{*} (F_{current}) North Atlantic geometric mean 1996-1998

F₁₉₉₉^{*} (F_{current}) South Atlantic geometric mean 1994-1996

Short-term bootstrap projections were made for the northern stock using the same specifications as for the equilibrium computations with the exception that the mid-year age of the plus group was computed using the transitional formula

$$A_{y+1} = \frac{(1 + A_y)N_{8,y}e^{-Z_{8,y}} + 8N_{7,y}e^{-Z_{7,y}}}{N_{8,y}e^{-Z_{8,y}} + N_{7,y}e^{-Z_{7,y}}} + 0.5$$

This formula will eventually produce the same average age for a given F as the equilibrium equation above (once the projections have been run long enough to stabilize). The recruitments in the last three years were replaced by the average of the 1987-1996 estimates (8,778,883), but the future recruitments were allowed to fluctuate about the 8,778,883 value by randomly generating residuals according to a

normal distribution with a standard deviation equal to that of the 1987-1999 estimates (1,055,260). The fishing mortality rate in the first year of the projection (2000) was set to the estimated current levels (taken from the 1996-1998 geometric mean as described above). The fishing mortality rate in subsequent years was calculated to achieve the assumed levels of total catch (20, 28, 31, 34.5 and 40 thousand MT).

S North Atlantic

Figure 27 shows equilibrium yield-per-recruit and equilibrium yield plotted against fishing mortality for the ADAPT base case. In all cases, the F axis has been re-scaled to multipliers of the current (1996-1998) level for the corresponding analysis. In terms of yield-per-recruit analyses, the model estimates that current F is smaller than F_{MAX} . Thus, the analyses indicate that the northern stock is not being growth-over fished.

In terms of equilibrium yield, the model estimates that current F may be somewhat above F_{MSY} . This is cause for concern and has obvious implications given ICCAT's emphasis on MSY. However, the Working Group also noted that, for almost two decades, the estimated recruitment values have oscillated without an apparent trend. For example, if the stock-recruitment relationship were assumed to be "flat" at all levels of biomass, then F_{MSY} would occur at the point where yield-per-recruit is maximized (i.e. $F_{MSY} = F_{MAX}$ when recruitment is assumed to be constant). Because the current F is estimated to be slightly lower than F_{MAX} , then this different assumption about recruitment would lead one to conclude that the resource was currently fully-exploited with respect to F_{MSY} . The Working Group was unable to find any basis to decide why one or the other assumption about recruitment would be more defensible scientifically, although it noted that assuming recruitment is independent of stock size is not precautionary.

The projections indicate that there is a fifty percent chance that the current catch level will not cause the spawning biomass to change appreciably in the near future (**Figure 28**). There is, however, considerable uncertainty in the projections owing largely to the fact that the recent recruitments and fishing mortality rates on young fish are poorly estimated by VPA. Since these age groups constitute the major part of the catch, the possibility that the stock is being over fished with respect to MSY should not be ruled out. Therefore, it may be prudent to prevent fishing mortality from increasing above current levels.

Concern was expressed that the current estimate of MSY (32,600 MT) may be too low given that the historical catches for two decades prior to the period used in the ADAPT analyses (1975-1999) were typically larger than 40,000 MT; much larger than even the upper confidence limits of the estimated MSY (33,100 MT). Part of this change may be due to the fact that the selectivity pattern has shifted towards younger fish with the decline in catches of albacore by the longline fleets, which leads to a less efficient use of the resource in terms of yield per recruit. However, this alone cannot explain how such large historical catches could have been maintained since the catch of the surface fleet (which targets younger fish) in the early years was also close to the estimated MSY. It may be that this is due to changes in the distribution of the fishery relative to the distribution of the stock, but the Working Group had no basis for evaluating this quantitatively. Likewise, it could be that the natural mortality rate on younger fish is higher than assumed in the model, which would cause the model to under-estimate recruitment and therefore underestimate MSY. However, it seems unlikely that the natural mortality rate on the plus-group is even as high as 0.3 because the average weights of the plus-group observed in the past could not be achieved with such high M values even with no fishing. The Working Group found no alternatives to $M = 0.3$ with a reasonable basis, therefore it could not recommend any appropriate sensitivity analyses. In short, the Working Group felt that the estimates of MSY are much more uncertain than indicated by the bootstrap confidence intervals owing to a number of factors that could not be adequately addressed with the data available to it.

The 1998 Group recommended that an attempt be made to utilize stock assessment methods that can make better use of the historical data while taking their relative precision into consideration. This historical information could help to resolve questions about stock and recruitment. Unfortunately, this

was not possible for this session, but the Working Group continues to recommend that this be done.

S South Atlantic

The estimates of MSY from the ASPM (30,274 MT) and ADAPT (35,400 MT) models were similar and both models estimate that current fishing mortality is about 50% below FMSY (**Table 11**). The estimates of spawning stock biomass from both models indicate a substantial decline since the late 1980s with some indications that the decline has halted in recent years (**Figure 17**). The ADAPT analysis indicates that spawning biomass in the 1970s was similar to the present, however the ASPM analysis, which uses historical data into the 1950s, suggests it was much higher and has steadily declined throughout the time series.

There is much uncertainty in the current assessment of this stock, as was true for the previous assessments. The current assessment indicates that the stock is not being over fished, owing partly to the recent decline in landings, and partly to the changes in the input relative abundance data. However, the Working Group cannot rule out the possibility that current fishing mortality is being underestimated until it achieves greater certainty that relative abundance and catch are being measured appropriately. Based on the current assessment, the recent (1997-1999) level of landings for the southern albacore stock appears to be sustainable.

As for the northern stock, the Working Group recommends that methods that make better use of historical data, in addition to age-structured production models, be explored. In addition, the Working Group reiterates its recommendation that the diagnostics in index standardization be thoroughly examined.

8 Recommendations

The Working Group examined the recommendations of the 1999 SCRS meeting. It was noted that various of the short term recommendations for the southern albacore stock that were urgently needed had been met, especially those related to the improvement of the basic aspects for an appropriate assessment. Many recommendations referring to tasks and objectives to be accomplished over the long-term were maintained. Consequently, the Working Group made the following recommendations:

8.1 Statistics

- 1 As there is a general lack of information and data from the Mediterranean albacore fisheries especially for recent years, it is recommended that future GFCM-ICCAT joint meetings consider, as a priority task, the compilation of albacore fishery statistics in the Mediterranean Sea.
- 2 It was noted that there has been substantial improvement of statistics corresponding to various countries in both the northern and southern albacore fisheries. Efforts to increase or maintain adequate collecting and processing systems for basic statistics should be applied in the future by all countries participating in the albacore fisheries.
- 3 It was noted that some of the main north albacore fisheries are still not reporting Task II-effort data. Therefore it is strongly recommended that these data be collected.
- 4 It was noted that for some south albacore fisheries Task-II catch-at-size are not reported. Therefore the Working Group recommends that the available information shall be reported and additional efforts are made to increase collection of this data.

8.2 Research

- 1 Progress has been made in the application of length frequency analysis for the southern stock. However further research is needed to determine reliable and validated growth estimates. The Working Group recommends that research efforts directed at future computation of age-composition based on length frequency analysis be conducted.
- 2 The criteria used for reading dorsal fin spines of northern and southern albacore should be compared. Exchange of samples from both stocks is strongly recommended. Recent utilization of otoliths for age determination of Pacific albacore has revealed as an alternative approach to validate ageing by reading dorsal spines. The possible use of these structures for age reading should be investigated.
- 3 Validation of age and growth and age at first maturity should be carried out for northern and southern stocks. Efforts must be made to biologically sample large (adult) albacore to obtain size at maturity and sex ratio information for northern and southern stocks.
- 4 Preliminary application of genetic methodology to North and South Atlantic, Mediterranean and Indian Ocean albacore has provided promising results: additional efforts should be made to increase the size and the spatial coverage of the samples throughout the Atlantic and eastern Indian Ocean in order to validate the stock structure assumed by the SCRS.
- 5 Assumptions made during the standardization procedures concerning the statistical distribution of the data sets should be consistent with the data available. The properties of different standardization methods (such as Generalized, General Linear and Additive Models) should also be examined and diagnostic explanations should be attached.
- 6 Concern was expressed at the lack of standardized CPUE for major fisheries in the North stock. The Working Group recommends that indices of abundance be developed for all the surface fleets targeting albacore in the North Atlantic stock.
- 7 There are large uncertainties associated with the assessment models. Some of this uncertainty can be attributed to the lack of precise estimates of natural mortality. The Working Group recommends carrying out a comprehensive tagging program in the North Atlantic.
- 8 A continuous change of trend in CPUE indices, since the 1997 analysis, has been observed in the South Atlantic. This has a large impact on the analysis of the stock done in 2000, and serious concern was expressed by the Working Group. It is strongly recommended that the analyses carried out for all the south Atlantic indices used in the assessment be revised and critically examined.
- 9 According to the results obtained on a possible association between north Atlantic albacore dynamics and climatic change indicators, it is strongly recommended to continue with this kind of analysis. The SCRS should consider analyzing global climatic and oceanographic changes on a routine basis. It is further suggested that similar work be initiated for southern albacore.
- 10 Studies on behavior of albacore in relation to sea-surface temperature (SST), using electronic (archival) tags, would be useful in better understanding the impact of environment on annual distribution of the resource.

8.3 Management

S North Atlantic stock

If the Commission wishes to maintain a stable Spawning Stock Biomass in the near future, then the

Committee recommends that catch should not exceed the current catch level (34,500 MT) in the period 2001-2002.

Alternatively, if the Commission wishes the Spawning Stock Biomass to begin increasing towards the level estimated to support the MSY, then catches in 2001 and 2002 should not exceed 31,000 MT.

S South Atlantic stock

If the Commission wishes to maintain a stable Spawning Stock Biomass in the near future, then the Committee recommends that catch should not exceed the estimated replacement yield (29,200 MT) in the period 2001-2002.

S Mediterranean

There were no management recommendations for the Mediterranean stock.

9 Management implications

North Atlantic and Mediterranean

In 1998, the Commission recommended that contracting parties, entities, and fishing entities fishing for northern albacore limit the number of vessels to the average number in the period 1993-1995. The committee is unable to assess whether or not this recommendation has had an effect on the stock. However, the Committee noted that a limitation of the number of vessels is likely to be ineffective for this stock, and that, therefore, catch limits may be more appropriate from a practical point of view.

South Atlantic

In its 1998 recommendation on “Revision, Implementation and Sharing of the Southern albacore Catch Limit” the Commission requested that the four active participants in the fishery report their catches to South Africa on a bi-monthly basis and that South Africa inform the Secretariat when predetermined threshold limits are reached. This system is not working, as with the exception of Chinese Taipei, participants did not submit timely bi-monthly catch reports to South Africa during 1999-2000. Although the 1999 catch limit of 28,000 MT was not reached, the fishing fleets in the South Atlantic have a capacity to exceed the recommended catch limit. Therefore the Committee recommends that the Commission take steps to ensure that the monitoring systems mentioned in its 1998 recommendation are adhered to.

10 References

- ANON. 1996. Report of the Final Meeting of the ICCAT Albacore Research Program. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, XLIII.
- BUTTERWORTH, D.S. and H.F. Geromont. 1998. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. SCRS/98/54.
- GAUTHIEZ, F. 1997. Structuration spatiale des populations de poissons marins démersaux. Caractérisation, conséquences biométriques et halieutiques. Thèse de doctorat. Université Claude Bernard Lyon 1.
- GOURIÉROUX, C. and A. Monfort. 1989. Statistique et modèles économétriques. Vol. 1: notion générales, estimation, prévision, algorithmes. 565 pages. Economica, Paris.

- GOURIÉROUX, C., A. Monfort and A. Trognon. 1984. "Pseudo-maximum likelihood methods: theory". *Econometrica* 52: 681-700.
- LEE, L.K. & S.Y. Yeh, 1993. Studies on the age and growth of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) specimens collected from Chinese Tai. longliners . ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, XL(2): 354-360.
- MC CULLAGH, P. , J.A. Nelder. 1989. Generalized Linear Models. Second Edition. London: Chapman and Hall.
- MYERS, R. A. and P. Pepin. 1990. "The robustness of lognormal-based estimators of abundance". *Biometrics* 46: 1185-1192.
- NISHIDA, et al. 1994. Estimate of catch rate of Japanese longline fisheries for southern bluefin tuna (*Thunnus macoyii*). SBFWS/94/11. This document was submitted to the trilateral meeting on southern bluefin tuna.
- O`BRIEN, C., L. Kell. 1996. The use of generalized linear models for the modelling of catch-effort series.
I. Theory. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, SCRS/96/173.
- PORCH, C.E. 1998. A Bayesian VPA randomly walking parameters. SCRS/98/64.
- WEDDERBURN, R. W. M. 1974. "Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method". *Biometrika* 61 (3): 439-447.

RAPPORT DE LA SESSION D'ÉVALUATION DU SCRS ICCAT DES STOCKS DE GERMON

(Madrid, Espagne, 9-15 octobre 2000)

Organisation de la réunion

Suite à la décision prise par la Commission, l'évaluation 2000 du germon de l'Atlantique a été tenue au Secrétariat de l'ICCAT à Madrid (Espagne), du 9 au 15 octobre, sous la présidence de Michael Keatinge.

L'ordre du jour est joint en **Appendice 1** et la liste des participants en **Appendice 2**. Les scientifiques suivants ont exercé les fonctions de rapporteur pour les différentes sections: H. Arrizabalaga, M. Bertignac, F. Gauthiez, M. Keatinge, R. Leslie, M. Ortiz, C. Porch et V. Ortiz de Zarate.

1 Description des pêcheries

Le **Tableau 1** illustre les prises déclarées par engin et par zone. La répartition des principales pêcheries de germon dans l'Atlantique est indiquée à la **Figure 1**; les principales caractéristiques de ces pêcheries sont présentées au **Tableau 2**.

- Atlantique Nord

Les prises de germon du Nord dans l'Atlantique Nord montrent une tendance décroissante depuis la fin des années soixante-dix suite à une réduction de l'effort de la pêche traditionnelle d'été pratiquée par les ligneurs et les canneurs ainsi qu'à une diminution considérable de l'effort palangrier depuis 1987. Par contre, les prises des nouveaux engins de surface d'été et d'automne (filets dérivants et chaluts pélagiques) ont augmenté de façon significative pendant les années quatre-vingt-dix.

La prise totale de germon obtenue en 1999 dans l'Atlantique Nord était de 34.557 t et se situe largement au-dessus des 25.380 t de 1998. Les prises obtenues par chacun des principaux engins (pêcheries de surface et palangre) étaient supérieures à celles des années précédentes et celles des chalut ont connu une hausse significative.

Taï pei chinois

L'activité palangrière du Taï pei chinois dans l'Atlantique Nord a commencé à la fin des années soixante et son effort de pêche s'est maintenu à un niveau élevé jusqu'en 1987 lorsque s'est produit un déplacement de l'objectif vers le thon obèse pêché à la palangre de profondeur. La flottille palangrière opère aujourd'hui dans le Nord pendant toute l'année. En 1999, les prises totales se sont élevées à 5.785 t, soit 2.700 t de plus qu'en 1998. Le nombre total de palangriers actifs a été limité au nombre moyen de la période 1993-1995 conformément aux recommandations de l'ICCAT adoptées en 1998 et 1999.

Japon

Au départ, le Japon visait le germon lors des débuts de la pêche palangrière en 1956; cet effort dirigé s'est maintenu à un niveau élevé jusqu'à la fin des années soixante. Par la suite, l'objectif s'est déplacé de plus en plus vers le ton obèse et le thon rouge pendant une période de transition qui a duré

jusqu'en 1975 et, depuis lors, la flottille vise essentiellement le thon obèse et le thon rouge. La capture totale de germon de 1999 était de 524 t, soit 18% de plus qu'en 1998.

CE-France

La ligne traînante a été la première technique de pêche introduite pour capturer le germon et est demeurée l'engin prédominant jusqu'à l'entrée en scène des canneurs en 1949. Les flottilles de ligneurs et de canneurs ont progressivement diminué pendant les années 1980 avec des prises tombant à 1.200 t en 1986. La ligne traînante a définitivement cessé en 1989. Les prises ont cependant connu une nouvelle hausse grâce au développement de deux nouvelles pêcheries de surface: le chalut pélagique en paire (MWT) et le filet dérivant/filet maillant (GILL). Depuis lors, l'effort de pêche est resté relativement stable avec des prises totales variant entre 3.500 t et 7.000 t. Les prises des filets dérivants ont atteint une pointe de 4.587 t en 1993, ont diminué chaque année par la suite et varient aujourd'hui entre 2.000 et 2.500 t. Les prises obtenues en 1999 se sont élevées à 2.799 t. Il faut souligner que cette pêcherie cessera d'opérer le 1^{er} janvier 2002. La flottille utilisant les chaluts pélagiques a débarqué un chiffre record de 4.272 t de germon en 1999 après une prise de 1.178 t en 1998, qui était la plus faible depuis 1991. Pendant la même période cependant, les prises des canneurs ont chuté et les débarquements se sont limités à 50 t en 1999. La pêcherie française visant le germon possède un caractère hautement saisonnier avec la plupart des prises obtenues en été et en automne. La pêche au filet dérivant commence d'habitude un peu plus tôt que la pêche au chalut pélagique et enregistre ses prises maximales en juillet-août comparé à août-septembre pour la pêche au chalut pélagique.

CE-Irlande

L'Irlande pratique depuis 1990 la pêche au filet dérivant visant le germon au large de la côte ouest et sud-ouest de l'Irlande et du Golfe de Gascogne. Si on fait exception des années 1995 et 1996, les prises ont augmenté chaque année pendant cette période et ont atteint un chiffre record de 4.858 t en 1999. L'Irlande a introduit de nouveaux engins de surface à partir de 1998 en prévision de l'interdiction d'utiliser les filets dérivants qui doit entrer en vigueur en janvier 2002. Ces nouveaux engins comprennent notamment le chalut pélagique (MWT), la ligne traînante et la palangre.

CE-Portugal

Les prises portugaises de germon sont principalement le fait des flottilles de canneurs opérant au large des Açores et de Madère. Des captures mineures, en général de type accessoire, sont également réalisées avec d'autres engins au large de la côte continentale du Portugal. Les captures des canneurs aux alentours de Madère et des Açores varient considérablement d'une année à l'autre selon la disponibilité existante à proximité de ces îles et de la saison choisie. La majorité des captures sont prises aux Açores, surtout pendant le 4^e trimestre de l'année, même si des prises importantes sont parfois enregistrées en été. Ces captures comprennent le grand germon adulte au poids moyen de 25 kg. Les prises de germon de la flottille de canneurs opérant aux Açores ont subi une baisse brutale en 1997 et se sont maintenues à un faible niveau depuis lors, même si les prises 1999 (201 t) représentent une légère augmentation par rapport aux années précédentes.

Dans le cas de Madère, les prises ont également augmenté légèrement depuis 1998 avec un chiffre de 78 t en 1999. Une petite flottille de canneurs portugais vise également le germon dans l'Atlantique Sud. Ses prises ont diminué ces dernières années et sont tombées à leur niveau le plus faible en 1998 avec 124 t. Aucune prise n'a été enregistrée pour cette flottille en 1999.

CE-Espagne

La ligne traînante est le premier engin utilisé dans cette région et est demeurée l'engin prédominant jusqu'à l'entrée en scène des canneurs en 1949. Ces deux engins de surface étaient surtout utilisés par l'Espagne et par la France. L'importance de la flottille espagnole est restée relativement stable pendant les dernières décennies, avec une légère baisse pendant les années quatre-vingt-dix, et

s'est stabilisée après 1994. La pêche d'été pratiquée dans le Golfe de Gascogne et dans les eaux adjacentes de l'Atlantique Nord par les ligneurs a capturé 6.829 t en 1999, qui représentent une hausse de 17% par rapport aux 5.834 t de 1998, tandis que les canneurs ont pris 6.477 t, qui représentent une baisse de 8% par rapport aux 7.346 t de 1998. Ces deux flottilles ont visé les juvéniles et les pré-adultes de la population du nord.

Quelques canneurs espagnols ont étendu leurs activités depuis 1990 vers les Açores et dans le secteur au sud-ouest du Portugal pendant l'automne. Les captures visant les adultes ont varié depuis lors atteignant 41 t en 1999. Une autre petite flottille artisanale de canneurs pêche des pré-adultes et des adultes pendant le printemps aux îles Canaries. Les prises de 1999 se sont élevées à 1.972 t (SCRS/00/149).

États-Unis

Traditionnellement, la pêche au germon n'a été la cible d'aucune des pêcheries des États-Unis opérant dans l'Atlantique Nord. Il existe cependant une petite flottille de bateaux sportifs qui pêchent le germon à la canne/moulinet ainsi que quelques palangriers et filets maillants. Les captures déclarées de germon se sont élevées à 830 t en 1998 et à 317 t en 1999.

- Atlantique Sud

La prise totale de germon obtenue dans l'Atlantique Sud en 1999 a atteint 27.293 t. Cette baisse par rapport aux 30.497 t de 1998 pourrait être due aux exigences du marché. La prise de surface était de 6.719 t comparé aux 10.798 t, tandis que les palangriers ont pêché 20.574 t, soit 18% de plus qu'en 1998. Le Taï pei chinois a réduit son effort de pêche portant sur le germon dans le cadre de la mise en place des réglementations de gestion faisant suite à la Résolution de 1994 de l'ICCAT.

Taï pei chinois

Le Taï pei chinois ne maintient en activité que des palangriers qui opèrent dans l'Atlantique pendant toute l'année. Les prises de germon du sud de 1999 ont été estimées à 17.377 t, ce qui représente une augmentation par rapport au chiffres de 1998. Les prises de l'Atlantique Sud ont été maintenues à 90% des prises moyennes de la période 1989-1993 et ont été déclarées tous les deux mois à l'Afrique du Sud depuis janvier 1999 conformément aux recommandations de l'ICCAT de 1998 et 1999.

Brésil

Des palangriers appartenant à des sociétés brésiliennes ou à des co-entreprises brésiliennes visent le germon adulte. Depuis les années soixante-dix, les prises ont varié d'une année à l'autre suite à des changements dans la stratégie de pêche ou à des variations considérables affectant la taille et la composition de la flottille.

Les prises palangrières du germon obtenues par le Brésil n'ont pas dépassé 500 t jusqu'en 1981. L'augmentation des prises ne s'est produite qu'après 1991 lorsqu'elles se sont élevées à 1.000 t et ont atteint un chiffre record de 3.600 t en 1993. Les prises sont retombées sous la barre des 1.000 t en 1994-97. Cependant, une politique visant à promouvoir cette pêcherie a été adoptée en 1997 et s'est traduite en 1998 par une augmentation sensible des prises de germon qui ont atteint 3.013 t. En 1999, la prise totale était de 1.478 t.

Les prises de germon sont principalement obtenues en hiver dans les eaux du sud du Brésil. La pêcherie menée par les palangriers brésiliens s'est diversifiée depuis 1980, en dirigeant une partie de l'effort de pêche d'abord sur les requins et, plus récemment, sur l'espadon. Comme dans le cas des palangriers appartenant à des co-entreprises brésiliennes, l'espèce ciblée au départ était le germon, avant d'être déplacée ces dernières années par le thon obèse.

Japon

Le Japon a mis en place une pêche palangrière dans l'Atlantique Sud qui se développe d'une façon tout à fait semblable à celle du nord et qui a effectué le même déplacement vers le thon obèse et le thon rouge du Sud au milieu des années soixante-dix. Le germon n'y est plus capturé que comme prise accessoire. Les prises de 1999 se sont élevées à 567 t, ce qui représente une augmentation de 36% par rapport 1998.

Namibie

La pêcherie thonière de la Namibie est essentiellement une pêche à la canne/hameçon et une pêche palangrière visant le germon, le thon obèse et l'espadon. En 1999, la Namibie a délivré 24 permis à des palangriers de nationalité sud-africaine (11), japonaise (10) et namibienne (3). Elle a également délivré 39 permis de pêche à la canne et à l'hameçon à des bateaux namubiens (30) et sud-africains (9). Quatre-vingt-dix pour cent des prises des bateaux namubiens autorisés ont été réalisées dans la Zone Economique Exclusive (ZEE). Le débarquement total de germon en 1999 était de 1.161 t, ce qui représente une baisse par rapport aux chiffres de 1998, et était principalement réalisé par des bateaux pratiquant la pêche à la canne et à l'hameçon.

Afrique du Sud

La flottille sud-africaine de canneurs constitue la principale pêcherie de surface dans l'Atlantique Sud. Cette flottille opère au large des côtes occidentales de l'Afrique du Sud et de la Namibie depuis le début de ses activités. Les prises des canneurs et des bateaux pratiquant la pêche sportive de l'Afrique du Sud sont largement influencées par la disponibilité du germon dans les eaux proches de la côte. La saison 1998 s'est caractérisée par une disponibilité de germon supérieure à la moyenne dans les eaux proches de la côte, ce qui s'est traduit par une prise record de 8.401 t par les pêcheries sportives et des canneurs. Les conditions de la saison 1999 sont redevenues normales et la prise des pêcheries sportives et de canneurs (respectivement 5.010 t et 73 t) était de 15% inférieure à la prise moyenne de la décennie. La pêcherie palangrière visant les thonidés, qui a démarré en 1977, obtient également de faibles prises accessoires de germon (11 t en 1998 et 18 t en 1999).

CE-Espagne

De grands germons pesant de 20 à 35 kg sont parfois capturés dans les eaux équatoriales par les senneurs espagnols comme le montre la **Figure 7**. En 1999, 156 t ont été prises dans cette région. De même, les palangriers visant l'espadon ont également débarqué 871 t de germon pêchés comme prises accessoires. Ces germons ont été enregistrés par les observateurs à bord de palangriers à côté d'autres espèces non-ciblées.

CE-France

De grands germons pesant de 20 à 35 kg sont parfois capturés dans les eaux équatoriales par des senneurs français. Ces prises sont normalement associées aux grands albacores reproducteurs, dans des bancs mixtes albacores/germons pendant le premier trimestre de l'année. En 1999, 13 t ont été prises. La **Figure 7** montre la distribution des prises pour la période 1991-1997.

- Méditerranée

L'Italie et la Grèce sont les principaux pays concernés par la pêche au germon dans la Méditerranée; ces pays utilisent les filets dérivants, les palangres, les lignes à main et les lignes traînantes. Du germon est parfois également capturé par les senneurs français, par les flottilles côtières espagnoles et par la pêcherie sportive. Depuis 1995, les flottilles espagnoles de surface basées dans

l'Atlantique ont également obtenu des prises de germon en automne dans la Méditerranée occidentale et dans la mer d'Alboran. En 1999, les ligneurs ont capturé 210 t.

Les prises de germon signalées pour la Méditerranée restent réduites; elles fluctuent entre 2.000 t et 4.000 t depuis 1984 et ont atteint un maximum de 4.129 t en 1985. Les derniers chiffres de capture sont très incomplets compte tenu du fait que de nombreux pays, dont l'Italie, ne remettent pas leurs données.

Il n'est pas encore possible d'estimer la tendance de l'effort de pêche des divers engins utilisés pour pêcher le germon en Méditerranée étant donné la disponibilité de petites séries temporelles et la couverture inadéquate des engins artisanaux.

2 Examen des données

2.1 Prises (Tâche 1)

Le Secrétariat de l'ICCAT a présenté les données Tâche I sur le germon (débarquements annuels) par engin, pays et région au **Tableau 1**. Les modifications étaient généralement minimales et affectaient essentiellement le germon de l'Atlantique Sud.

Le Président a remercié le Secrétariat au nom du Groupe de travail d'avoir distribué les données préliminaires avant la réunion.

Le Document SCRS/00/08 (révisé) contient des données préparatoires élaborées par le Secrétariat pour la session d'évaluation du germon de 2000. Les données de Tâche I ont été actualisées depuis la dernière session d'évaluation tenue en 1998 de sorte à inclure les données de 1998 et 1999.

Le **Tableau 1** illustre le total des débarquements par stock, principal engin et pays. Les débarquements totaux par stock sont présentés dans la **Figure 2** et les prises par principal engin pour le germon de l'Atlantique Nord et Sud sont montrés dans les **Figures 3 et 4**. Les prises méditerranéennes ne sont pas indiquées dans ces figures, du fait que les données sont très incomplètes depuis 1993, en particulier pour l'Italie et la Grèce. On a recommandé avec insistance de veiller à ce que ces données soient transmises.

2.2 Prise et effort (Tâche II)

On a signalé que toutes les pêcheries ne déclaraient pas des données Tâche II complètes. Les **Figures 5 et 6** présentent respectivement les répartitions annuelles des prises par zone pour chaque décennie (des années 1950 aux années 1990) et les prises combinées par trimestre.

2.3 Prise par taille

Le Secrétariat a présenté le document SCRS/00/8 qui décrit les méthodes (substitutions et extrapolation de données) suivies pour actualiser les prises par taille du germon de l'Atlantique Nord et Sud en prévision de la réunion d'évaluation du stock de 2000. Les données du Taï pei chinois ont été approuvées par le Groupe de travail de 2000 et ont été utilisées dans les évaluations du germon de l'Atlantique Nord et Sud de 2000.

De nouvelles données affectant la répartition par taille de 1996 des filets dérivants français et irlandais par substitution ont été introduites lors de la session d'évaluation de 2000. Par ailleurs, la répartition par taille de la flottille irlandaise pratiquant la pêche au filet dérivant qui avait été assignée au second trimestre de 1998 a été correctement assignée au troisième trimestre de cette année.

L'étude de la distribution des fréquences de taille du germon capturé par la flottille palangrière du Taï pei chinois pour les périodes 1981-1985 et 1995-1998 dans la zone la plus méridionale (zone

statistique 34) de l'Atlantique Sud a été présentée au Groupe (**Figure 8**). Une étude antérieure (SCRS/98/132) a conclu que les schémas de distribution de taille sont semblables sauf pour la période 1994-1996 pendant laquelle la hausse de l'abondance de petits poissons (< 65 cm) est évidente et pourrait suggérer une augmentation de l'abondance de germon pendant ces années. La hausse du pourcentage de poissons d'âge 1-3 entre 1993 et 1995 a également été observée dans les prises de la Namibie et du Japon.

Les données de prise par taille de l'Afrique du Sud pour les années 1993-1998 ont été modifiées en extrapolant la prise par taille aux prises révisées. Il y a maintenant suffisamment de données pour illustrer un certain nombre de modes concernant les petits et grands poissons par rapport à la distribution unimodale des années précédentes.

Les distributions de la prise par taille pour les deux stocks de germon de l'Atlantique ont été calculées par le Secrétariat sur une base trimestrielle pour différentes combinaisons engin-pays afin de pouvoir estimer de façon adéquate les tables de prises par âge partielles à utiliser dans les évaluations.

2.4 Base de données de marquage

Les participants ont observé que certaines informations historiques de marquage et de recapture manquent encore dans la base de données ICCAT. Ils ont rappelé la recommandation formulée par le passé selon laquelle l'effort combiné du Secrétariat et des scientifiques impliqués devrait être poursuivi afin de compléter le fichier de marquage pour l'Atlantique Nord et la Méditerranée, en particulier les informations de remise à l'eau.

3 Considérations biologiques

3.1 Structure et distribution du stock

Sachant qu'aucune nouvelle étude n'a été présentée au Groupe lors de cette réunion pour contredire l'hypothèse de deux stocks séparés au sud et au nord de 5°N de latitude, on a décidé que cette hypothèse pouvait être maintenue aux fins de l'évaluation.

Différentes théories concernant l'extension géographique et la distribution verticale de la population ont été proposées au Groupe dans le document SCRS/00/119. Se fondant sur des études historiques, l'auteur de ce document suggère que l'habitat du stock pourrait être plus étendu que prévu. En outre, le jeune germon pourrait modifier ses habitudes estivales de migration en fonction des conditions environnementales. Si cette hypothèse était confirmée, ce phénomène pourrait influencer les conclusions de l'évaluation du stock. Les mêmes observations peuvent s'appliquer à la distribution verticale des adultes. D'après l'auteur, on a constaté que les grands germons peuvent être présents dans le Pacifique à une profondeur de 450 m dans les régions inter-tropicales (15 à 20 S) avec une abondance maximale à 250-300 m. Ces poissons s'alimentent principalement de micronecton mésopélagique. Il se peut qu'il y ait une distribution verticale semblable dans l'Atlantique qui influencerait la capturabilité des palangriers dans la mesure où les grands germons seraient hors de portée de la palangre traditionnelle. Comme le suggère le même auteur dans le document SCRS/00/120, la capturabilité pourrait également être affectée par le degré d'épuisement du stock et pourrait par conséquent être limitée dans une zone ayant une grande abondance de micronecton.

3.2 Paramètres biologiques

Les paramètres de population n'ont subi aucune modification par rapport aux évaluations précédentes du SCRS. Ces paramètres sont récapitulés au **Tableau 3** pour les stocks de l'Atlantique nord et Sud, et de la Méditerranée. Les paramètres de croissance estimés par Bard (1981) ont été appliqués pour les deux stocks. On a postulé que la mortalité naturelle était constante et égale à 0,3 pour toutes les classes d'âge.

4 Influences environnementales

A l'exception des documents SCRS/00/119 et SCRS/00/120, qui sont traités dans la section 3.1, aucune nouvelle information n'a été présentée au Groupe de travail 2000. Les principales informations sont contenues dans le rapport détaillé de 1998 (**Figure 9¹**).

5 Etat des stocks

5.1 Prise par âge

Le document SCRS/00/117 compare les tables de prises par âge obtenues à l'aide des données de marquage-recapture avec les données utilisées dans l'évaluation du stock de 1998. Ce document indique que les résultats obtenus avec les deux méthodes sont cohérents et qu'il n'existe pas de raison suffisante pour modifier la procédure MULTIFAN appliquée pour calculer les données de prise par âge pour l'évaluation du stock de l'Atlantique Nord.

Le document SCRS/00/161 (rév.) présente des estimations de prise par âge pour le stock de germon du Nord correspondant à la période 1975-1999 à partir de données de prise par âge corrigées qui ont été fournies par le Secrétariat. Les matrices sont données pour la prise totale internationale et pour les flottilles dont les indices d'abondance étaient disponibles, soit les canneurs espagnols, les ligneurs français et espagnols ainsi que les palangriers du Japon et du Taï pei chinois (**Tableau 4**). Les méthodes suivies pour obtenir la prise par âge étaient celles qui avaient été adoptées lors de la réunion finale du Programme Spécial sur le Germon de l'ICCAT (Anon., 1996). Les paramètres de croissance suivants, qui ont été estimés lors de cette Session, ont été utilisés pour obtenir des nombres par âge pour la période utilisée.

Période analysée	1988-1993
Nbre de groupes d'âge	8
Von Bertalanffy K	0,217
L_{∞}	122,8
Moyenne SD	3,593
Ratio de SD	1,391

On a utilisé le programme informatique MULTIFAN, en fixant les paramètres de croissance mentionnés plus haut, dans le but d'estimer les nombres par âge à partir des différentes séries de distributions de taille trimestrielles examinées dans l'analyse. Les données de la capture totale par âge obtenues de la sorte sont indiquées au **Tableau 4** et à la **Figure 10**. Il est clair que les trois premiers groupes d'âge sont les plus représentés dans les captures et en particulier le germon d'âge 2. Les âges 5 et supérieurs occupent une place importante dans les captures jusqu'en 1986, date à laquelle le Taï pei chinois a mis un terme à une grande partie de ses activités visant cette espèce dans l'Atlantique Nord.

Quant au germon de l'Atlantique Sud, le Groupe a reconnu que le SCRS avait recommandé avec insistance l'adoption de modèles VPA en plus des modèles traditionnels de production excédentaire pour évaluer ce stock. C'est pour cette raison que différents projets de recherche ont été mis en oeuvre depuis la dernière évaluation de 1998. De nouvelles études ont été menées par des scientifiques du

¹ Les anomalies SLP à chaque station ont été normalisées en divisant chaque pression saisonnière par la déviation standard à long-terme (1864-1983). Les données de station ont été obtenues à partir de <http://www.scd.ucar.edu/dss/datasets/ds570.0.html>. Se reporter à la page web NAO de David Stephenson pour obtenir d'autres sources de données en ligne (<http://www-sv.cict.fr/lsp/Stephen/NAO/index.html>), y compris le lien avec l'Unité de Recherche Climatique.

Taï pei chinois afin d'obtenir des données de prise par âge pour ce stock et sont traitées dans le document SCRS/00/169. On a présenté un algorithme de minimisation qui est utilisé pour calculer la prise par âge. Cet algorithme de recherche et la méthode de découpage en arêtes vives sont utilisés pour calculer les prises par âge en 1997. L'algorithme de recherche semble donner de meilleures estimations des prises par âge que la méthode de découpage en arêtes vives qui a été traditionnellement appliquée à la composition des prises par âge du stock de l'Atlantique Sud. L'algorithme de recherche a postulé que la distribution des longueurs-fourches d'un groupe d'âge avait une distribution normale en fonction de l'équation de croissance fournie par Lee et Yeh (1993). Le Groupe n'a pas recommandé d'utiliser cette nouvelle méthode pour obtenir la prise par âge pour la session d'évaluation du stock de 2000 à cause du manque de temps disponible. Il a cependant encouragé les scientifiques concernés à utiliser cette nouvelle méthode pour calculer les prises par âge historiques pour les prochaines évaluations du germon de l'Atlantique Sud.

Les participants ont à nouveau signalé que la taille (longueur fourche) du germon d'âge 1 estimée par l'équation de croissance de Lee et Yeh semble être inférieure de 15 cm (30,7 cm contre 45,8 cm) à celle que donne l'équation de Bard, qui est fondée sur le germon de l'Atlantique Nord. L'équation de Bard a traditionnellement été utilisée pour le germon du Sud.

Pour les besoins de l'évaluation 2000, les participants ont proposé d'utiliser la méthode de découpage avec l'équation de Bard pour estimer la prise par âge du germon du Sud. Cette prise par âge a été réestimée pendant la réunion suite aux modifications introduites dans les distributions des prises par âge à la fois pour le stock nord et sud. On a insisté sur la nécessité de terminer la préparation de ces données de base avant la réunion (**Tableau 5** et **Figure 11**).

5.2 Séries disponibles de CPUE standardisée

- Atlantique Nord (Tableau 6 et Figure 12)

La CPUE standardisée de l'Espagne (nombre de poissons par jour) par groupe d'âge (âges 1 à 4) obtenue en appliquant un Modèle Linéaire Généralisé avec une structure d'erreur log-normale (désormais LN) utilisant le log (CPUE) des observations positives comme réponse variable pour les pêcheries des ligneurs (SCRS/00/114) et des canneurs (SCRS/00/115) dans le Golfe de Gascogne et dans les eaux adjacentes de l'Atlantique du Nord-est a été actualisée pour l'évaluation de 2000. Le Groupe a décidé d'utiliser uniquement l'indice de CPUE d'âge 2 et 3 de la pêcherie des ligneurs comme les années précédentes, étant donné que les âges 2 et 3 constituent la principale cible de la flottille de ligneurs. Cette flottille ne vise pas les poissons d'âge 1 et la disponibilité de l'âge 4 varie d'une année à l'autre. Les CPUE standardisées des canneurs ont également été examinées, mais ces tendances de CPUE n'ont pas été incluses dans l'évaluation étant donné que l'effet de zone utilisé dans le modèle semble devoir faire l'objet de recherches supplémentaires notamment en ce qui concerne la stratification en sous-zone (SCRS/00/116).

Les indices d'abondance du germon du Nord obtenus en utilisant le log (CPUE +0,1) comme variable de réponse d'un Modèle Linéaire Généralisé avec une structure d'erreur log-normale pour les données palangrières du Taï pei chinois de 1968 à 1998 ont été présentés dans le document SCRS/00/170. Suivant la recommandation formulée dans l'évaluation précédente, on a ajouté l'effet-cible dans le modèle. Pour l'effet-zone, on a utilisé une nouvelle subdivision dans cette analyse qui a été définie à l'aide de l'analyse hiérarchique des grappes dans le but de mieux distinguer les zones de prises accessoires de thon obèse. On a ajusté deux modèles différents, l'un incluant et l'autre excluant la zone des prises accessoires de thon obèse. Pour l'évaluation du cas de base, le Groupe a sélectionné le modèle excluant la zone des prises accessoires de thon obèse.

La CPUE standardisée du Japon a été actualisée par deux sortes de modèles: l'un avec une structure d'erreur log-normale, $\log(\text{CPUE}+0,1)$ et l'autre avec une structure d'erreur de Poisson. Les deux modèles ont utilisé les captures comme variable de réponse pour la pêcherie palangrière pendant les années 1975-99. Les deux CPUE ont montré des tendances semblables entre elles avec une baisse

brutale pendant les années 1976-1978 suivie d'une diminution progressive et d'un léger redressement en 1999.

Certains commentaires ont été émis au sujet du choix entre le modèle log-normal et le modèle de Poisson. Comme il s'agit de deux méthodes de probabilité maximale, elles ont toutes les deux des propriétés statistiques optimales si la distribution de probabilité des observations est adéquate. En revanche, des problèmes de solidité peuvent se poser si la distribution réelle (inconnue) des données ne correspond pas à la distribution qui est sous-jacente à un estimateur donné de probabilité maximale. Il a été montré dans les publications statistiques (voir par exemple Gouriéroux *et al.*, 1984 ou Gouriéroux et Monfort, 1990) que les estimateurs de probabilité maximale fondés sur une distribution de probabilité appartenant à la famille des exponentiels linéaires (comme c'est le cas pour le binôme normal, Poisson, gamma ou négatif) restent convergents (c.à.d. sans biais asymptotique) si la distribution réelle (inconnue) des données est différente. On a également observé que ces estimateurs sont les seuls qui possèdent ces propriétés. Ce n'est pas le cas de l'estimateur log-normal étant donné que la distribution log-normale n'appartient pas à la famille des exponentiels linéaires. Myers et Pepin (1990) ont montré les conséquences pratiques de ces propriétés théoriques. C'est pour cette raison qu'on a proposé d'utiliser l'indice basé sur un estimateur Poisson plutôt que sur un log-normal. Il faut signaler qu'une surdispersion a été observée dans les valeurs résiduelles et a été prise en compte dans l'ajustement final. Une solution serait de vérifier le rapport éventuel moyenne-variance plutôt que de calculer un coefficient de surdispersion afin d'obtenir une plus grande précision dans les estimations. Le fait de calculer un coefficient de surdispersion signifie en fait que la variance est proportionnelle à la moyenne, alors qu'elle pourrait être, par exemple, proportionnelle au carré de la moyenne. Les estimateurs de quasi-probabilité (Wedderburn, 1974) offrent le cadre approprié pour une modélisation de ce type. Ces estimateurs sont très semblables aux estimateurs proposés par Gouriéroux *et al.* (1984) et peuvent être facilement appliqués dans le contexte des Modèles Linéaires Généralisés (McCullagh et Nelder, 1989). Une analyse extensive de ces problèmes a été réalisée par Gauthiez (1997).

La CPUE nominale des prises accessoires de germon des Etats-Unis obtenues par la flottille palangrière a été utilisée pour obtenir les indices des taux de capture relatifs estimés par une GLMM (Modèle Mixte Linéaire Généralisé), approche qui postule une distribution de modèle delta log-normal. On a utilisé les estimations des indices d'abondance relative dans le cas de base ADAPT-VPA. Les résultats sont présentés dans le document SCRS/00/143.

Le groupe a reconnu la nécessité de poursuivre les recherches sur la méthode de standardisation de l'effet-cible en utilisant la CPUE des espèces concernées. Les recommandations comprenaient notamment la révision de la distribution des données, en particulier dans le cas de captures ou CPUE nulles. Il a été recommandé d'inclure des diagrammes de diagnostic avec les résultats statistiques des modèles de standardisation de CPUE conformément aux recommandations présentées dans le rapport (O'Brien et Kell, 1996, ainsi que McCullagh et Nelder, 1989), c'est-à-dire, des diagrammes de valeurs résiduelles comparées aux valeurs prévues, des valeurs résiduelles *student* comparées à la valeur dépendante, des valeurs résiduelles comparées aux valeurs résiduelles normalisées cumulatives (diagrammes qq).

Par ailleurs, on devra examiner des modèles alternatifs comme les modèles delta et les Modèles Linéaires Généralisés, qui incluent des interactions telles que les composantes aléatoires, en particulier lorsque les interactions annuelles avec d'autres facteurs semblent significatives (Little *et al.*, 1996).

- Atlantique Sud (**Tableau 7 et Figures 13 et 14**)

La CPUE de l'Afrique du Sud présentée auparavant a suivi Punt *et al.* (1996) en ajustant une GLM avec une structure d'erreur log-normale aux données pour la composante canne et congélateur de la pêcherie de canneurs sud-africains visant le germon. Punt *et al.* (1996) a identifié une distribution bimodale des valeurs résiduelles lorsque le modèle était ajusté aux données comprenant les bateaux de type 1 (*ski-boats* de 5 à 10 m faisant des sorties journalières pour pêcher le germon à une distance maximale de 40 miles nautiques du port). Les séries standardisées obtenues de cette façon n'ont pas montré de tendance claire et ont expliqué moins de 10% de la variabilité des données. Ceci peut être

dû en partie aux difficultés rencontrées pour calculer l'effort visant le germon de cette pêcherie ainsi qu'au fait que la disponibilité du germon pour la pêcherie sud-africaine serait influencée davantage par des conditions environnementales que par l'abondance (SCRS/98/171).

En 1998, le Groupe avait reconnu que certains facteurs supplémentaires pouvaient contribuer à l'augmentation de la variabilité après avoir considéré la faible variété dans l'analyse présentée. Le Groupe a testé une série de modèles alternatifs et a sélectionné une série fondée sur la structure d'erreur de Poisson et comprenant tous les types de bateaux. Ce modèle a expliqué une proportion plus élevée de la variabilité des données et n'a pas montré de distribution bimodale des valeurs résiduelles identifiée par Punt *et al.* (1996) lorsque les bateaux de type 1 étaient inclus. Cette série a été utilisée telle quelle dans l'ASPM et la VPA étant donné que le Groupe n'a pas pu disposer d'une série actualisée de la CPUE de l'Afrique du Sud fondée sur ce modèle.

La CPUE standardisée de l'Afrique du Sud (SCRS/00/183) a ajusté des GLM séparées avec une structure d'erreur log-normale aux données pour les deux composantes de la flottille de canneurs ainsi que pour la flottille complète. La distribution bimodale des valeurs résiduelles identifiée par Punt *et al.* (1996) n'était pas évidente dans les ajustements aux données provenant de la flottille complète, même si des diagrammes de la CPUE observée comparée à la CPUE prévue montraient deux grappes différentes formant des strates parallèles. Le groupe a décidé d'utiliser la série ajustée uniquement aux bateaux de canne et congélateur (c.à.d. en excluant les bateaux de type 1) étant donné qu'elle était conforme à Punt *et al.* (1996) et pouvait par conséquent être considérée comme une actualisation de la série utilisée dans les évaluations d'avant 1998.

Les indices d'abondance du germon du Sud ont été obtenus en appliquant les modèles de structure d'erreur log-normale (GLM) et de structure d'erreur de Poisson (GENMOD) aux jeux de données palangrières du Tai pei chinois pour la période 1968-1998 (SCRS/00/168). L'effet-temps a été divisé en deux périodes (1968-1986 et 1987-1998) afin d'assurer une capturabilité constante. Pour l'effet-zone utilisée dans les modèles, on a classé la stratification en sous-zone par analyse de grappes de 121 blocs statistiques de 5°x5° (SCRS/00/167), ce qui a permis d'établir trois sous-zones. Une constante a été ajoutée (10% de la CPUE moyenne) afin de résoudre les problèmes du "logarithme naturel de la prise nulle de germon". On a introduit les effets thon obèse, albacore et espadon (calculés par quartile) ainsi que deux termes d'interaction, année par zone et zone par trimestre. Dans les modèles, les tendances de CPUE ont été calculées séparément pour chaque période et ont été comparées avec les tendances obtenues pour la période totale. Cinq cas ont été modélisés en utilisant les procédures GLM et GENMOD selon que la CPUE standardisée était estimée séparément par segments de données ou comme une période complète, et que le jeu de données de la sous-zone 1 était inclus ou exclus de l'analyse. Après avoir débattu la question, le Groupe a choisi le cas 5 (qui inclut la période complète 1968-1998, la sous-zone 1 pour l'effet zone et utilise la structure d'erreur log-normale) pour l'évaluation du cas de base du stock de l'Atlantique Sud étant donné que cette série est une actualisation directe de celle qui a été utilisée dans le cas de base de 1998. La CPUE standardisée (**Figure 4**) a montré un déclin continu de 1984 à 1990 avant de se redresser légèrement pour atteindre son niveau le plus élevé en 1996 et retomber par la suite.

La CPUE standardisée du Japon pour le germon du Sud a été actualisée d'une façon semblable au stock de l'Atlantique Nord (SCRS/00/160) en appliquant les modèles GLM et GENMOD. Les tendances des deux modèles n'ont pas montré de différence significative pour la période 1980-1999. Le niveau des deux CPUE a diminué entre 1985 et 1986 et s'est stabilisé après 1988. Les modèles ont présenté une tendance différente à la fin des années 1970. Le Groupe a envisagé l'utilisation d'une CPUE standardisée, en postulant une structure d'erreur log-normale, pour trois périodes - Cible (1959-69), Transition (1975-92) et Prises accessoires (1975-99) - pour le cas de base de ce stock en estimant que cette série est une actualisation directe de celle qui a été utilisée dans le cas de base de 1998.

La CPUE palangrière du germon pour le Brésil-Tai pei chinois a été présentée au Groupe. Une série temporelle de CPUE en biomasse pour la période 1991-1998 a été standardisée en utilisant le log (CPUE+1) comme variable dépendante et en utilisant le modèle de structure d'erreur log-normale (GLM) qui incluait comme principaux effets l'année, l'engin par zone (nombre d'avancés entre les flottilles) et le trimestre. La CPUE varie sans afficher de tendance pendant la période étudiée dans

l'analyse. Cet indice n'a pas été utilisé dans l'évaluation du cas de base du stock de l'Atlantique Sud, mais bien dans l'analyse de sensibilité (voir point 5.3). Les séries de CPUE issues des évaluations de 1998 et 2000 sont montrées à la **Figure 15**.

5.3 Modèles de production

Comme pour les années antérieures, on a appliqué un modèle de production structuré par âge (SCRS/96/82) au stock de l'Atlantique Sud. Le modèle a été ajusté aux indices de CPUE de quatre flottilles: la palangre du Taï pei chinois (1968-1998), la palangre du Japon (1959-1969; 1969-1975; 1975-1999), les canneurs sud-africains (1985-1999) et la palangre du Brésil-Taï pei chinois (1991-1998). Les paramètres biologiques sont ceux qui sont présentés au **Tableau 3**. Il y a des paramètres additionnels concernant la sélectivité de la pêche, qui est modélisée au moyen d'une fonction logistique avec deux paramètres. Comme dans les années antérieures, les sélectivités ont été calculées pour deux périodes: 1959-1968 et de 1969 à nos jours. La première période correspond à une taille avec sélectivité de 50% de poissons de 100 cm (âge : 8 ans) et la seconde période à une taille avec sélectivité de 50% de poissons de 80 cm (âge : 5 ans). Le second paramètre logique décrit le taux d'augmentation de la sélectivité (de 0 à 1) avec l'âge.

Certaines erreurs ont été détectées dans la série de prises annuelles historiques qui a été utilisée dans le cas de base de 1998. La sensibilité à ces erreurs dans les prises annuelles historiques a été testée en réexécutant le cas de base de 1998 avec les mêmes prises annuelles (incorrectes) et avec la série de prises annuelles correcte. Les différences obtenues par rapport aux résultats du cas de base de 1998 étaient mineures (**Tableau 8**) et la série de prise annuelle correcte a été adoptée pour être utilisée en 2000.

Deux passages possibles ont été sélectionnés afin d'être utilisés dans le modèle ASPM. On a utilisé dans les deux cas 13 classes d'âge, un taux constant de mortalité de $0,3y^{-1}$, l'équation de croissance de Bard (1981), une fonction stock-recrutement de Beverton-Holt, une maturité en arête vive à 90 cm (5 y) et un paramètre de 1,0 pour la fonction de sélectivité de pêche. Le passage 1 (cas de base) a utilisé autant que possible les actualisations des séries de CPUE utilisées en 1998. Il s'agissait du Taï pei chinois (cas 5: lognormal, toutes zones confondues); du Japon (log-normal, ajustée à trois périodes de temps) et l'Afrique du Sud (Poisson, inchangée par rapport à la série utilisée dans le cas de base de 1998). Le passage 2 a révisé et actualisé les séries de CPUE pour toutes les flottilles. Il s'agissait du Taï pei chinois (Cas 4: Poisson, sas-zone 1 exclue); du Japon (Poisson, trois périodes de temps), de l'Afrique du Sud (log-normal, uniquement les bateaux pratiquant la pêche à la canne/congélateur) et du Brésil-Taï pei chinois (lognormal). Cinq cents *bootstraps* ont été exécutés sur les passages afin de calculer les CV sur les estimations des quantités de points de référence biologiques.

Les essais de sensibilité comprenaient la substitution de l'équation de croissance de Bard (1981) par celle de Lee et Yeh (1992) et le remplacement systématique des indices d'abondance utilisés dans le cas de base par les séries alternatives de CPUE disponibles par pays présentées au **Tableau 7**, en excluant la série de l'Afrique du Sud et celle du Brésil-Taï pei chinois. Par ailleurs, afin de déterminer ce qui pourrait être la cause des changements observés dans les points de référence biologiques estimés par l'ASPM en 2000 comparés aux années antérieures, on a réalisé sept essais dans lesquels les indices utilisés en 1998 ont été systématiquement remplacés par les séries de CPUE indiquées au **Tableau 7**.

Les résultats des deux passages de 2000 et des essais de sensibilité sont présentés avec les résultats du cas de base de 1996, 1997 et 1998 dans le **Tableau 8**. Il faut souligner que les estimations de l'abondance absolue sont moins précises que les estimations exprimées comme fraction d'un certain niveau de référence (ex. B_{PME} ou K), et que ceci se traduit dans les magnitudes des CV. L'ajustement du cas de base aux indices est illustré à la **Figure 16a** et **16b**. Les estimations de la biomasse du stock reproducteur annuel à partir de l'ASPM sont comparées avec celles du VPA à la **Figure 17**.

Les résultats du cas de base de 1996 et 1997 indiquaient des niveaux de stock sous la PME, tandis que les résultats de l'ASPM pour le cas de base de 1998 et pour chaque essai réalisé pendant cette

évaluation (**Tableau 8**) montraient des niveaux au-dessus de la PME. On estime que la biomasse est de 44% à 170% supérieure à la valeur à laquelle la PME serait atteinte. Les résultats du passage 1 (cas de base) et du passage 2 donnent des estimations pour la PME de respectivement 30.300 t et 36.000 t et des productions de remplacement actuel de respectivement 29.200 t et 29.800 t. Par contre, les CV associés à toutes les estimations sont élevés. Les résultats du passage 1 (cas de base) sont répétés de façon qualitative dans tous les essais de sensibilité qui y sont associés. De même, les résultats du passage 2 sont répétés de façon qualitative dans les essais de sensibilité associés. Par contre, les résultats des passages sont sensiblement différents avec le passage 2 qui donnent des résultats nettement plus optimistes que le passage 1 (cas de base).

5.4 Analyse des populations virtuelles

- Atlantique Nord

Le Groupe a sélectionné une série initiale d'indices d'abondance pour ajuster l'évaluation du cas de base et a noté que si on observait des conflits entre les indices ou des modèles résiduels inacceptables pendant les analyses, il se pourrait qu'il soit nécessaire de modifier la sélection. La sélection initiale comprenait les trois indices de ligneurs espagnols et français pour les poissons de deux et trois ans (les principaux âges visés par ces pêcheries) et trois indices de pêcheries palangrières des Etats-Unis, du Taï pei chinois et du Japon (**Tableau 6**). L'indice du Taï pei chinois a été largement révisé depuis l'évaluation de 1998 et correspond de beaucoup plus près aux tendances indiquées par l'indice palangrier du Japon. Il en résulte que le modèle systématique de valeurs résiduelles était moins prononcé dans cette évaluation que dans celle de 1998, ce qui a amené le Groupe à diviser l'indice du Taï pei chinois en deux périodes séparées (initiale et finale) comme il l'avait fait auparavant. Le Groupe a opté pour ne pas utiliser les indices des pêcheries de canneurs de l'Espagne et des Açores parce qu'elles étaient très variables et ne représentaient probablement pas l'abondance des poissons adultes.

Sauf indication contraire, toutes les analyses ont été menées avec la spécification suivante. On a postulé une structure d'erreur log-normale pour les indices d'abondance. La sélectivité par âge pour chaque indice a été estimée à partir des prises partielles en utilisant la méthode proposée de Butterworth et Geromont (équation 4, SCRS/98/54), sauf bien entendu pour les deux indices des ligneurs espagnols qui ne reflétaient qu'une seule classe d'âge. Les taux de mortalité de l'année terminale de pêche (1999) pour les âges 2-7 ont été estimés et le taux de mortalité par pêche de 1999 pour l'âge 1 a été établi à 20% de l'âge 2. Le F-ratio (F de l'âge le plus vieux divisé par F de l'âge immédiatement inférieur) a été fixé à 1,0 pour toutes les années. La mortalité naturelle a été fixée à 0,3. Aucune pénalisation n'a été utilisée dans le rapport stock-recrutement de Beverton Holt, mais l'ajout de cette contrainte a eu peu de répercussion sur la solution (comme on l'avait déjà observé en 1998).

Les ajustements aux indices sont montrés pour le cas de base (défini plus haut) à la **Figure 18** et l'abondance estimée et les taux de mortalité sont représentés au **Tableau 9** et à la **Figure 19**. On a effectué cinq cents itérations sur les valeurs résiduelles pour estimer l'incertitude dans les estimations qui ne figuraient pas dans la partie convergente de la matrice (**Figure 20**).

Le Groupe a noté l'existence d'un modèle rétrospectif dans les données de l'évaluation de 1998 du germon de l'Atlantique Nord et a mené une étude semblable cette année. Un modèle rétrospectif a été observé essentiellement pour les âges 1-3 (**Figure 21**). Un modèle rétrospectif éventuel du germon 8+ a été considéré nettement inférieur au niveau d'incertitude dans les abondances estimées et, par conséquent, a été ignoré. Le Groupe a ajusté le modèle rétrospectif pour les âges 1-3 en remplaçant les valeurs de recrutement pour les trois dernières années par une valeur moyenne des estimations de 1987 à 1996. On a ensuite réalisé une VPA directe conditionnée aux prises observées pour que les cohortes remplacées complètent la matrice. Les valeurs "remplacées" ont été utilisés par la suite pour calculer le niveau du F actuel et les modèles de sélectivité à utiliser dans les analyses de production par recrue et de production en conditions d'équilibre.

Passages de sensibilité pour le germon de l'Atlantique Nord

Un premier jeu de passages de sensibilité a été exécuté pour explorer les changements éventuels dans les F-ratios (**Figure 22**). Ceci a été fait en permettant des changements interannuels dans les F-ratios modélisés avec un passage aléatoire (avec une distribution a priori log-normale ayant une moyenne de 1 et en postulant des erreurs standard à échelle logarithmique selon la description de Porch dans le document SCRS/98/64). Le premier passage (cas 1-1) a utilisé une erreur standard de 0,25; dans ce cas, les valeurs récentes (1985) du F-ratio se maintenaient proches de 1, tandis que les valeurs plus anciennes étaient estimées aux alentours de 1,5. Un second passage (cas 1-2) a permis des variations interannuelles plus élevées (erreur standard établie à 0,5) et a donné des valeurs estimées plus faibles après 1984. Ceci dit, les résultats en termes d'état du stock actuel et historique ne différaient du cas de base dans aucun des deux cas. Il n'y avait même aucune raison biologique pour considérer que les valeurs de F pour les âges 8+ devaient différer sensiblement des valeurs de F pour l'âge 7. C'est pour ces raisons que le Groupe a décidé de conserver des valeurs fixes (1,0) des F-ratios pour le cas de base.

Les participants n'ont pas réalisé de passages de sensibilité avec une mortalité naturelle variable. Ils ont réalisé que cette question pouvait être importante, mais n'ont pas eu connaissance d'une alternative raisonnable.

Un autre jeu de passages de sensibilité a été réalisé pour explorer l'influence respective des différents indices d'ajustement. On a exécuté plusieurs essais avec les mêmes spécifications que pour le cas de base, si ce n'est qu'on a retiré un ou deux indices (dans certains cas, des contraintes supplémentaires ont été mises sur les F terminaux afin d'augmenter les degrés de liberté). Les résultats peuvent être résumés comme suit:

- Le retrait d'un, de deux ou même de tous les indices palangriers a causé très peu de changements dans la mortalité par pêche et les estimations de l'abondance (cas 2, 4-1, 4-2).
- On a réalisé d'autres passages qui ont également donné des résultats très proches du cas de base. Dans un cas, on a retiré tous les indices de CPUE sauf la série des ligneurs espagnols (âge 2 et 3, cas 6). Dans un autre cas, on a conservé tous les indices sauf la série des ligneurs espagnols (âge 2 et 3, cas 9).
- Seuls deux passages ont donné des résultats qui différaient de façon substantielle du cas de base (**Figure 23**). Il s'agissait d'un passage utilisant uniquement la CPUE des ligneurs espagnols d'âge 2 (cas 11) et d'un autre passage n'utilisant que la CPUE des ligneurs espagnols d'âge 3 (cas 12).
- Les résultats obtenus dans le cas 11 (uniquement ligneurs espagnols d'âge 2) étaient nettement plus optimistes que dans le cas de base: des valeurs beaucoup plus basses pour la mortalité par pêche récente à tous les âges, un recrutement récent plus élevé (jusqu'à 15 millions de recrues) et un redressement substantiel de la SSB au cours des dernières années.
- Les résultats obtenus dans le cas 12 (uniquement ligneurs espagnols d'âge 3) étaient nettement plus pessimistes que dans le cas de base: si les valeurs de F et N pour l'âge 1 étaient semblables aux valeurs obtenues dans le cas de base, la mortalité par pêche (en nombres) était sensiblement plus élevée que dans le cas de base.

Sachant qu'un seul indice a été utilisé dans ces passages, il se peut que les degrés de liberté aient été trop faibles. Une contrainte supplémentaire a donc été introduite en spécifiant une mortalité par pêche égale pour les âges 5, 6, 7 et 8+ dans l'année terminale. L'itération des passages 11 et 12 a abouti à des estimations de CV proches du cas de base.

La comparaison des passages 11 et 12 peut porter à croire que la série de CPUE des ligneurs espagnols donne des signaux assez conflictuels selon l'âge étudié. On a cependant effectué un passage supplémentaire avec tous les indices de CPUE espagnols à l'exception de la série des ligneurs d'âge 3 (cas 7). Le résultat était très semblable au cas de base. Si les ligneurs espagnols d'âge 2 ou 3 donnaient des signaux différents, on aurait pu imaginer que le retrait de l'âge 3 des ligneurs espagnols (cas 7) du cas de base donnerait des résultats semblables au cas 11 (uniquement des ligneurs espagnols d'âge 2). La similitude des résultats du cas 7 et du cas de base suggère que les flottilles espagnoles de ligneurs d'âge 3 et de palangriers fournissent des signaux relativement cohérents. Ceci a été confirmé par le cas 9 cité plus haut: lorsqu'on retire la flottille de ligneurs espagnols (âge 2 et 3), les résultats sont très proches du cas de base (l'influence de la flottille de ligneurs français est faible du fait de la très courte période de temps utilisée par chacune).

Enfin, on a suggéré que les deux groupes de CPUE peuvent montrer des signaux conflictuels :

- D'une part, les ligneurs espagnols d'âge 2.
- D'autre part, les flottilles espagnoles de ligneurs d'âge 3 et de palangriers.

Le Groupe n'avait pas le moindre argument pour rejeter un des indices et n'arrivait pas à résoudre cette incohérence apparente entre ces derniers. Il a néanmoins suggéré que ce conflit apparent entre les séries de CPUE des ligneurs espagnols pouvait être lié au comportement des poissons tel que la formation de bancs par préférence de tailles et de températures. Ces caractéristiques pourraient impliquer, par le biais d'un effet "d'exclusion", une corrélation négative à petite échelle entre les prises d'âge 2 et 3 obtenues par cette flottille. On a également rappelé que les informations sur les CPUE provenant des flottilles de surface autres que les ligneurs espagnols sont bienvenues étant donné qu'elles contribueraient sûrement à expliquer ce qui arrive aux premières classes d'âge de la pêcherie du germon de l'Atlantique Nord. En fait, le modèle résout ces différents schémas d'abondance entre le germon d'âge 2 et d'âge 3 comme une mortalité par pêche résultant de la capture du germon d'âge 2 tout au long de ces années.

- Atlantique Sud

Les spécifications du modèle pour le germon de l'Atlantique Sud ont été établies dans les mêmes conditions que pour le nord si ce n'est qu'une pénalité dans le recrutement du stock a été appliquée pour toutes les années afin de contribuer à stabiliser la situation sachant que, dans le cas contraire, le modèle donnait des estimations trop élevées et irréalistes de la mortalité par pêche pour la dernière année. On a utilisé les trois mêmes indices d'abondance qui avaient été utilisés pour le passage 1 en ASPM (cas de base): la palangre du Japon, la palangre du Tai pei chinois et les canneurs de l'Afrique du Sud. Dans l'ensemble, les paramètres F terminaux étaient mal estimés; certains avaient une corrélation élevée et les CV estimés pour les âges 5, 6 et 7 étaient de l'ordre de 100 pour cent. Par ailleurs, le modèle donnait un mauvais ajustement pour l'indice du Tai pei chinois en deux périodes (**Tableau 10** et **Figure 24**) et montrait un modèle rétrospectif marqué pour les âges 7 et 8 (**Figure 25**). C'est pour ces raisons que le Groupe a déclaré que les résultats pour la période récente ne lui inspiraient pas confiance. Il a donc décidé de remplacer les estimations des trois derniers recrutements par la moyenne des années 1987-1996 et les matrices complétées par une VPA directe conditionnée par les prises observées (comme pour le stock nord). En outre, les sélectivités utilisées pour calculer les statistiques d'équilibre ont été obtenues à partir de la moyenne géométrique des taux de mortalité par pêche pour les années 1994-1996 (au lieu d'utiliser les estimations récentes pour les groupes d'âge plus élevés qui sont très mal estimés), (**Figure 26**). Le Groupe n'a pas eu le temps d'effectuer et d'examiner des analyses supplémentaires, mais a recommandé que ce soit fait avant la prochaine évaluation.

6 Réponse à la recommandation de la Commission de 1999

Concernant d'éventuelles mesures de gestion pour le germon nord-atlantique et la mise en oeuvre "d'une évaluation de la capacité de pêche des différentes flottilles/engins qui prennent part à cette pêcherie dans le but de déterminer l'effort effectif de pêche correspondant".

6.1 Description du problème

Lors de sa réunion de 1999, la Commission adopta une recommandation “concernant d’éventuelles mesures de gestion pour le germon nord-atlantique”. Dans cette recommandation, la Commission demandait au SCRS (paragraphe 2 de la recommandation) “de mettre en oeuvre une évaluation de la capacité de pêche des différentes flottilles/engins qui prennent part à cette pêcherie dans le but de déterminer l’effort effectif de pêche correspondant, en prenant comme référence les années 1993-1995. [...] Si les données continuent à manquer, le SCRS devra estimer les données manquantes d’après celles dont il dispose”.

En ce qui concerne le 1^{er} paragraphe de cette recommandation, il faut accorder une attention particulière à la capacité de pêche mesurée par nombre de bateaux.

La Commission recommande également (paragraphe 3 de la recommandation):

“Si le SCRS n’est pas en mesure d’avérer l’effort de pêche effectif correspondant par engin, ou s’il estime que les mesures actuelles de gestion ne suffisent pas pour limiter la mortalité par pêche, il pourra suggérer toute autre mesure appropriée de gestion, dont divers scénarios de rétablissement, selon les besoins, en fonction de ce que sera alors l’évaluation scientifique du stock.”

Le Groupe a estimé que la recommandation de la Commission peut être divisée en deux parties :

- Evaluer l’efficacité relative des différentes flottilles pendant la période de référence 1993-1995.
- Evaluer pour chaque flottille l’importance du nombre de bateaux comme approximation de la mortalité par pêche en considérant en particulier les tendances temporelles.

Le document SCRS/00/107 traitant cette question a été présenté au Groupe. Ce document cherche à explorer les tendances éventuelles dans l’efficacité de chaque flottille dans le temps, plutôt que d’évaluer l’efficacité relative des différentes flottilles à un moment précis. Cette analyse s’est fondée sur l’évaluation de 1998. Les capturabilités ont été calculées par rapport à l’effort de la Tâche II, plutôt que simplement par rapport au nombre de bateaux. Les erreurs standard des estimations de la capturabilité étaient particulièrement élevées lorsqu’on estimait une seule valeur de capturabilité pour chaque flottille et pour la période de temps complète. Il a été possible d’effectuer une exploration des tendances temporelles éventuelles de la capturabilité pour certaines flottilles; les résultats de cette analyse suggèrent que des changements très significatifs ont pu se produire pour chaque flottille pendant la période 1975-1997. Le Groupe a signalé que tant les erreurs standard pour les estimations de capturabilité que les changements temporels de la capturabilité auraient probablement été plus élevés si on avait utilisé le nombre de bateaux pour mesurer l’effort de pêche plutôt que l’effort de la Tâche II.

6.2 Comparaison de l’efficacité des différentes flottilles

L’impact des activités de pêche sur le stock est mesuré par la mortalité par pêche. On peut donc considérer, pour chaque flottille, que la moyenne (93-95) du vecteur de la mortalité par pêche partielle est une mesure appropriée de l’impact de l’activité de cette flottille pendant cette période. Compte tenu de la nature pluridimensionnelle de la mortalité par pêche, il est difficile de trouver une méthode unique pour comparer les vecteurs de mortalité par pêche partielle entre les flottilles. En d’autres mots, la question de savoir comment comparer une valeur donnée de mortalité par pêche à un âge donné avec une autre valeur de mortalité par pêche à un autre âge peut recevoir différentes réponses en fonction du critère utilisé. Pour pouvoir comparer différents vecteurs de mortalité par pêche, il faut une “monnaie commune” afin de transformer de façon adéquate un vecteur en un scalaire. Les critères pouvant être utilisés sont les suivants: impact en termes de production équilibrée, impact en termes de

biomasse de reproduction, impact en termes de potentiel reproducteur, impact en termes de nombre de poissons capturés par rapport au nombre total de poisson, etc.

Le Groupe a estimé qu'il n'était pas en mesure de donner une réponse unique à cette question étant donné qu'on peut envisager différents critères conduisant à des résultats différents; le choix d'un critère donné serait donc relativement arbitraire et subjectif.

6.3 Nombre de bateaux et effort effectif de pêche

Une autre question consiste à évaluer, pour une flottille donnée, s'il est raisonnable de prendre le nombre de bateaux comme instrument de mesure de l'effort effectif de pêche ou de la mortalité par pêche. La recherche d'une combinaison appropriée de facteurs techniques dûment choisis afin d'obtenir une mesure valable de l'effort effectif de pêche est une des questions fondamentales de la biologie halieutique, en particulier à des fins d'analyse de la CPUE et d'évaluation du stock. Ces facteurs peuvent inclure le nombre de bateaux, mais également la durée de la pêche, la dimension de l'engin, la zone de pêche, l'espèce visée, l'utilisation d'instruments de détection, la compétition ou la coopération entre bateaux, l'interaction avec le comportement du poisson, etc.

Bien qu'il soit évident que le nombre de bateaux contribue à définir l'effort effectif de pêche pour une flottille, les participants ont considéré que c'est une mesure trop simple pour saisir la valeur véritable de l'effort effectif de pêche. Par ailleurs, même si les données d'effort de la Tâche II constituent une mesure plus satisfaisante à cet effet que le nombre de bateaux, le document SCRS/00/107 semble montrer que des tendances significatives de la capturabilité subsistent à cause de certains facteurs qui ne sont pas pris en compte dans la mesure de l'effort de pêche qui est utilisée.

6.4 Conclusion

Le Groupe a tiré les conclusions suivantes:

1. Il est possible d'effectuer une comparaison directe de la mortalité partielle par pêche entre différentes flottilles, mais aucune "monnaie commune" permettant de comparer les résultats n'a été définie jusqu'à présent. Le Groupe estime que la définition de cet étalon est très subjective étant donné le nombre de possibilités qui peuvent être envisagées.
2. Pour des raisons générales et compte tenu des analyses réalisées dans le document SCRS/00/107, le nombre de bateaux n'est pas proportionnel à la mortalité par pêche pour ce stock. Il s'ensuit que le fait de limiter le nombre de bateaux ne sera probablement pas une mesure suffisante pour limiter la mortalité par pêche.
3. Si la limitation de l'effort fondée sur des unités d'effort différentes du nombre de bateaux est théoriquement possible, le Groupe a signalé que de nombreux pays ne fournissent pas les données nécessaires pour faciliter cette analyse. C'est pour ces raisons que le Groupe estime, d'un point de vue général, que la limitation des prises constitue un moyen plus efficace pour limiter la mortalité par pêche que le nombre de bateaux.

7 Perspective

Des analyses de production en conditions d'équilibre ont été menées en combinant les valeurs du rendement par recrue, de la biomasse reproductrice par recrue et du rapport estimé stock-recrutement. Le rapport stock-recrutement de Beverton-Holt est donné par

$$R = \frac{aS}{b + S}$$

et peut être résolu pour la biomasse, S , comme une fonction de la biomasse reproductrice par recrue (S/R) et des paramètres stock-recrutement:

$$S = a(S/R) - b.$$

On peut calculer les valeurs d'équilibres attendues des quantités intéressantes à un niveau donné de la mortalité par pêche, F , en calculant d'abord les valeurs d'équilibre de la production par recrue $(Y/R)_F$ et de la biomasse reproductrice par recrue $(S/R)_F$ associées à ce F . Ensuite, la biomasse en équilibre, le recrutement et la production seront obtenus par

$$S_F = a(S/R)_F - b,$$

$$R_F = \frac{S_F}{(S/R)_F}, \text{ et}$$

$$Y_F = R_F(Y/R)_F.$$

Les calculs mentionnés ci-dessus sont essentiellement les mêmes que ceux qui ont été effectués avec les modèles de production structurés par âge. C'est ainsi que la PME est donnée comme étant la valeur maximale de Y_F de toutes les valeurs de F et que la B_{PME} est donnée par le niveau associé de S_F .

Le rapport stock-recrutement a été estimé par une régression non-linéaire du nombre de recrues d'âge 1 par rapport à la biomasse du stock reproducteur au milieu de l'année (en excluant les trois dernières années qui sont mal estimées). Les poids au milieu de l'année pour les exemplaires des âges 1 à 7 utilisés pour calculer la biomasse du stock reproducteur et Y/R ont été obtenus à partir des prises de 1999. Le poids au milieu de l'année du groupe plus a été calculé à partir de la courbe de croissance (Bard, 1981) en utilisant l'âge attendu au milieu de l'année du groupe plus (A) en condition d'équilibre pour un F donné:

$$A = 8 + \frac{e^{-Z}}{(1 - e^{-Z})} + 0.5$$

Pour le germon du nord, la sélectivité par âge a été établie à la nouvelle échelle de moyennes géométriques de la mortalité par pêche par âge pour 1996-1998 (la dernière année a été exclue étant donné que le Groupe a considéré que les valeurs de cette année n'étaient pas correctement estimées) et le niveau actuel de la mortalité par pêche a été établi à la moyenne géométrique pour les années 1996-1998 correspondant à la classe d'âge ayant la plus grande sélectivité (dans ce cas, l'âge 2). Une procédure semblable a été suivie pour le stock sud, si ce n'est que la moyenne géométrique a été extraite des années 1994-1996 (en raison de l'important modèle rétrospectif observé) et que la classe d'âge la plus sélectionnée était l'âge 4. Pour les deux stocks, la moyenne géométrique a été calculée après avoir remplacé les trois dernières cohortes (voir la section sur la VPA ci-dessus).

Les estimations des différentes statistiques importantes des passages VPA pour le cas de base pour les stocks nord et sud sont les suivantes :

	Atlantique Nord	Atlantique Sud
B_{99} (SSB_{99})	29.000 [23.000 – 35.000]	41.000 [31.000 – 51.000]
B_{PME} (SSB_{PME})	42.300 [40.400 – 44.000]	14.000 [3.000 – 33.700]
Production actuelle (1999)	34.557	27.293
Production Maximal Equilibrée	32.600 [32.400-33.100] ¹	30.300
Remplacement actuel (2000)	–	29.200 [11.900-32.100] ²

Sélectivité	.43, 1.0, .71, .23, .17, .19, .37, .37	.04, .21, .57, 1.0, .57, .45, .55, .55
B_{1999}/B_{PME}	0,68 [0,52-0,86] ¹	1,59 [0,71-2,0] ²
$F_{0,1}$	0,45 [0,41 – 0,49]	0,48 [0,47 – 0,49]
F_{max}	0,80 [0,73 – 0,84]	1,3 [1,2 – 1,4]
$F_{30\%SPR}$	0,34 [0,31 – 0,36]	0,31 [0,30 – 0,32]
$F_{40\%SPR}$	0,26 [0,24 – 0,27]	0,23 [0,22 – 0,24]
F_{PME}	0,51 [0,47 – 0,55]	0,76 [0,44 – 1,4]
F_{99*}	0,57 [0,52 – 0,60]	0,41 [0,34 – 0,43]
Beverton-Holt Alpha (recrue/tonne)	11.387.737	7.937.000
Beverton-Holt Bêta (tonne)	6.918	818
SSB vierge	278.000	196.000
$F_{99*} (F_{actuel})$	Moyenne géométrique Atlantique Nord 1996 – 1998	
$F_{99*} (F_{actuel})$	Moyenne géométrique Atlantique Sud 1994 – 1996	

On a réalisé des projections de bootstrap à court terme pour le stock nord en utilisant les mêmes spécifications que pour les calculs d'équilibre, si ce n'est que l'âge au milieu de l'année du groupe plus a été calculé à l'aide de la formule de transition

$$A_{y+1} = \frac{(1 + A_y)N_{8,y}e^{-Z_{8,y}} + 8N_{7,y}e^{-Z_{7,y}}}{N_{8,y}e^{-Z_{8,y}} + N_{7,y}e^{-Z_{7,y}}} + 0,5$$

Cette formule finira par donner le même âge moyen pour un F donné que la formule d'équilibre citée ci-dessus (lorsque les projections auront été exécutées assez longtemps pour se stabiliser). Les recrutements des trois dernières années ont été remplacés par la moyenne des estimations de 1987-1996 (8.778.883), mais les recrutements futurs ont été autorisés à fluctuer autour de la valeur de 8.778.883 en générant des valeurs résiduelles de façon aléatoire selon une distribution normale avec une déviation standard égale à celle des estimations de 1987-1999 (1.055.260). Le taux de mortalité par pêche pour la première année de la projection (2000) a été établi aux niveaux actuels estimés (issu de la moyenne géométrique pour 1996-1998 comme décrit plus haut). Le taux de mortalité par pêche des années suivantes a été calculé pour atteindre les niveaux postulés de prise totale (20.000, 28.000, 31.000, 34.500 et 40.000 t).

- Atlantique Nord

La **Figure 27** montre la production par recrue en conditions d'équilibre et la production en équilibre représentée par comparaison avec la mortalité par pêche pour le cas de base ADAPT. Dans tous les cas, l'axe F a été remis à l'échelle des multiplicateurs du niveau actuel (1996-98) pour les analyses correspondantes. En termes d'analyses de production par recrue, le modèle estime que le F actuel est inférieur à F_{MAX} . Les analyses indiquent donc que le stock nord ne souffre pas d'une surpêche de croissance.

En termes de production en condition d'équilibre, le modèle estime que le F actuel peut être légèrement au-dessus de F_{PME} . Cette situation est préoccupante et a des implications évidentes étant donné l'importance qu'accorde l'ICCAT à la PME. Ceci dit, le Groupe a également signalé que les valeurs du recrutement estimé ont oscillé depuis près de deux décennies sans dessiner de tendance apparente. C'est ainsi que si le rapport stock-recrutement était supposé "plat" dans tous les niveaux de la biomasse, le F_{PME} serait atteint au point où la production par recrue est maximisée (soit $F_{PME} = F_{MAX}$ lorsque le recrutement est supposé constant). Sachant que le F actuel est estimé légèrement inférieur à F_{MAX} , ce différent postulat sur le recrutement nous amènerait à conclure que la ressource était exploitée au maximum par rapport au F_{PME} . Les participants n'ont pas pu trouver d'argument pour justifier qu'un des postulats sur le recrutement était plus défendable que l'autre du point de vue scientifique, même s'ils ont signalé qu'il n'était pas prudent de supposer l'indépendance du recrutement par rapport à la taille du stock.

Les projections indiquent qu'il y a cinquante pour cent de chances que le niveau actuel des prises ne provoque pas de modification appréciable dans la biomasse reproductrice à court terme (**Figure 28**). Il existe néanmoins une incertitude considérable dans les projections qui est due en grande partie au fait que les recrutements récents et les taux de mortalité par pêche des jeunes poissons sont mal estimés par la VPA. Sachant que ces groupes d'âge constituent la majeure partie des prises, il ne faut pas écarter la possibilité que le stock soit surpêché par rapport à la PME. Il est donc prudent d'éviter que la mortalité par pêche ne dépasse les niveaux actuels.

Les participants ont exprimé leur préoccupation quant au fait que l'estimation actuelle de la PME (32.600 t) pourrait être trop basse compte tenu que les prises historiques des deux décennies précédant la période utilisée dans les analyses ADAPT (1975-1999) dépassaient les 40.000 t et dépassaient largement les limites supérieures de confiance de la PME estimée (33.100 t). Ce changement peut être dû en partie au fait que le modèle de sélectivité s'est déplacé vers des poissons plus jeunes au moment du déclin des prises de germon par les flottilles palangrières, ce qui a provoqué une utilisation moins efficace des ressources en termes de production par recrue. Ce seul facteur n'explique cependant pas comment ces grandes prises historiques ont pu se maintenir étant donné que les prises de la flottille de surface (qui cible les poissons plus jeunes) pendant les premières années étaient également proches de la PME estimée. Ceci pourrait être dû aux modifications de la distribution de la pêcherie par rapport à la distribution du stock, mais le Groupe n'avait pas d'argument pour évaluer ce fait du point de vue quantitatif. Il se pourrait également que le taux de mortalité naturelle chez les jeunes exemplaires soit plus élevé que le taux postulé dans le modèle, ce qui amènerait le modèle à sous-estimer le recrutement et, par conséquent, la PME. Il semble cependant improbable que le taux de mortalité naturelle dans le groupe plus atteigne même 0,3 puisque les poids moyens du groupe plus observés par le passé ne pouvaient pas être atteints avec des valeurs aussi élevées de M , et ce même en l'absence de pêche. Les participants n'ont pas trouvé d'alternative raisonnable à $M = 0,3$, ce qui ne leur a pas permis de recommander d'autres analyses de sensibilité appropriées. En résumé, le Groupe a considéré que les estimations de la PME sont beaucoup plus incertaines que celles qui ont été indiquées par les intervalles de confiance du bootstrap en raison d'une série de facteurs qui n'ont pas pu être correctement analysés avec les données disponibles.

Le Groupe de 1998 a recommandé qu'on essaie d'utiliser des méthodes d'évaluation du stock qui puissent faire un meilleur usage des données historiques tout en tenant compte de leur précision relative. Ces informations historiques pourraient être utiles pour résoudre des questions sur le stock et le recrutement. Ceci n'a malheureusement pas pu être mis en oeuvre lors de cette session, mais le Groupe maintient sa recommandation dans ce sens.

- Atlantique Sud

Les estimations de la PME obtenues avec les modèles ASPM (30.274 t) et ADAPT (35.400 t) étaient semblables et les deux modèles situaient l'actuelle mortalité par pêche à environ 50% sous le F_{PME} (**Tableau 11**). Les estimations de la biomasse du stock reproducteur à partir de ces deux modèles indiquaient un déclin substantiel depuis la fin des années 1980 avec certains signes indiquant que ce déclin se serait arrêté ces dernières années (**Figure 17**). L'analyse ADAPT montre que la biomasse reproductrice dans les années 1970 était semblable à la biomasse actuelle, même si l'analyse ASPM, qui utilise des données historiques depuis les années 1950, suggère qu'elle était nettement supérieure et qu'elle a progressivement diminué au fil des séries temporelles.

Il existe une grande incertitude dans l'évaluation actuelle de ce stock comme cela a été le cas dans les évaluations précédentes. L'évaluation actuelle indique que le stock n'est pas surexploité, ce qui est dû en partie à la récente diminution des débarquements et aux changements dans les données de l'abondance relative. Le Groupe ne peut cependant pas écarter l'éventualité que l'actuelle mortalité par pêche soit sous-estimée aussi longtemps qu'il n'obtiendra pas une plus grande certitude que l'abondance relative et les captures sont correctement mesurées. L'évaluation actuelle montre que le niveau récent (1997-99) des débarquements pour le stock du germon du Sud semble équilibré.

Quant au stock nord, le Groupe recommande d'explorer des méthodes faisant un meilleur usage des données historiques en plus des modèles de production structurés par âge. Il insiste à nouveau sur sa recommandation d'examiner en détail les diagnostics dans la standardisation des indices.

8 Recommandations

Les participants ont examiné les recommandations formulées à la réunion du SCRS de 1999. Ils ont noté qu'il avait été donné suite à plusieurs recommandations émises à court terme pour le stock du germon du Sud, qui avaient été déclarées urgentes, notamment celles qui ont trait à l'amélioration de l'information de base en vue d'une évaluation appropriée. De nombreuses recommandations concernant les tâches à réaliser et les objectifs à atteindre à long terme ont été maintenues. Les participants ont donc formulé les recommandations suivantes :

8.1 Statistiques

1. Vu le manque général d'informations et de données sur la pêche au germon en Méditerranée, en particulier ces dernières années, il est recommandé que les futures réunions CGPM/ICCAT envisagent, à titre prioritaire, le recueil de statistiques sur la pêche méditerranéenne de cette espèce.
2. On a noté une amélioration considérable des statistiques correspondant à différents pays à la fois dans les pêcheries du germon du Nord et du Sud. Tous les pays participant à ces pêcheries devront faire à l'avenir tous leurs efforts pour accroître ou maintenir leur niveau de collecte et de traitement des statistiques de base.
3. On a noté que certaines pêcheries visant le germon du Nord continuent de ne pas remettre leurs données de l'effort Tâche II. Le Groupe insiste pour que ces données soient collectées.
4. On a signalé que certaines pêcheries visant le germon du Sud n'ont pas remis leurs données de prises par taille Tâche II. Le Groupe recommande que les informations disponibles soient transmises et que des efforts supplémentaires soient réalisés pour accroître la collecte de ces données.

8.2 Recherche

1. Bien que des progrès aient été réalisés dans l'application de l'analyse des fréquences de taille pour le stock sud, il reste nécessaire de poursuivre les recherches, en particulier pour obtenir des estimations fiables et validées de la croissance. Le Groupe recommande de faire des recherches supplémentaires sur le calcul de la composition par âge basée sur l'analyse de fréquences de taille.
2. Il faudrait comparer les critères utilisés pour la lecture des épines de la nageoire dorsale du germon du Nord et du Sud. On recommande vivement l'échange d'échantillons des deux stocks. La récente utilisation des otolithes pour déterminer l'âge du germon du Pacifique constitue une alternative pour valider la détermination de l'âge par la lecture des épines dorsales. Il faudrait étudier l'utilisation éventuelle de ces structures osseuses pour la détermination de l'âge.
3. Il faudrait effectuer la validation de l'âge, de la croissance et de l'âge de la première maturité des stocks nord et sud. Des efforts doivent porter sur l'échantillonnage biologique de grands germons (adultes) pour en extraire des informations sur la taille à la maturité et sur le sex-ratio pour les stocks nord et sud.
4. Les premières applications de méthodes génétiques au germon de l'Atlantique Nord et Sud, de la Méditerranée et de l'océan Indien ont donné des résultats prometteurs; des efforts doivent encore être faits pour accroître le volume et l'étendue géographique de la couverture de cet

échantillonnage dans tout l'Atlantique et dans l'Est de l'océan Indien afin de valider la structure de stock supposée par le SCRS.

5. Les hypothèses formulées pendant le processus de standardisation quant à la distribution statistique des jeux de données devraient être cohérentes avec les données disponibles. Les propriétés des diverses méthodes de standardisation (telles que le modèle généralisé, le modèle linéaire généralisé et le modèle additif) devraient aussi être examinées en y joignant une explication du diagnostic.
6. Le Groupe a manifesté sa préoccupation devant le manque de CPUE standardisées dans les grandes pêcheries dans le stock nord. Il recommande la mise au point d'indices d'abondance pour toutes les flottilles de surface visant le germon dans le stock de l'Atlantique Nord.
7. Il existe de grandes incertitudes associées aux modèles d'évaluation. Certaines de ces incertitudes peuvent être attribuées à l'absence d'estimations précises sur la mortalité naturelle. Le Groupe recommande l'exécution d'un programme global dans l'Atlantique Nord.
8. On a observé un changement constant des indices de CPUE dans l'Atlantique Sud depuis l'analyse de 1997. Ce fait a une profonde influence sur l'analyse du stock réalisée en 2000 et a suscité de sérieuses préoccupations chez les participants. Ces derniers ont vivement recommandé que les analyses réalisées pour tous les indices de l'Atlantique Sud utilisés dans l'évaluation soient révisées et soumises à un examen critique.
9. D'après les résultats obtenus sur l'association éventuelle entre la dynamique du germon de l'Atlantique Nord et les indicateurs des modifications du climat, il est instamment recommandé de poursuivre ce type d'analyses. Le SCRS devrait envisager d'analyser de façon régulière les changements climatologiques et océanographiques à l'échelle du globe, sur une base routinière. On a également suggéré de commencer des travaux semblables pour le germon du Sud.
10. Des études portant sur le comportement du germon en fonction de la température de la mer à la surface (SST) à l'aide de marques (archives) électroniques seraient utiles pour mieux comprendre l'impact de l'environnement sur la répartition annuelle des ressources.

8.3 Gestion

- Stock nord-atlantique

Si la Commission souhaite maintenir la biomasse du stock reproducteur à un niveau stable dans un avenir proche, le Groupe recommande que les prises ne dépassent pas le niveau actuel des prises (34.500 t) pendant les années 2001-2002.

Comme alternative, si la Commission souhaite que la biomasse du stock reproducteur progresse vers le niveau estimé suffisant pour soutenir la PME, les prises ne devraient pas dépasser 31.000 t en 2001 et 2002.

- Stock sud-atlantique

Si la Commission souhaite maintenir la biomasse du stock reproducteur à un niveau stable dans un avenir proche, le Groupe recommande que les prises ne dépassent pas la production de remplacement estimée (29.200 t) pendant les années 2001-2002.

- Méditerranée

Aucune recommandation de gestion n'a été présentée pour le stock de germon de la Méditerranée.

9 Implications de la gestion

Atlantique Nord et Méditerranée

La Commission a recommandé en 1998 que les parties contractes, les entités et entités de pêche qui visent le germon du Nord limitent le nombre de bateaux au nombre moyen de la période 1993-1995. Le Groupe n'est pas en mesure de déterminer si cette recommandation a eu de l'effet sur le stock. Il observe néanmoins qu'une limitation du nombre de bateaux est probablement inefficace dans le cas de ce stock et, par conséquent, que l'établissement de limites de capture peut être plus appropriée du point de vue pratique.

Atlantique Sud

Dans sa Recommandation de 1998 sur la "Révision, l'application et la répartition de la limite de la capture du germon du Sud", la Commission demandait aux quatre participants actifs de cette pêcherie de déclarer leurs captures à l'Afrique du Sud sur une base bimensuelle et que ce pays informe le Secrétariat lorsque les seuils prédéterminés seraient atteints. Ce système ne fonctionne pas étant donné que, exception faite du Taï pei chinois, les participants n'ont pas présenté en temps voulu leurs déclarations bimensuelles de capture pendant la période 1999-2000. Même si la limite de capture de 28.000 t pour 1999 n'a pas été atteinte, les flottilles opérant dans l'Atlantique Sud ont une capacité excédant la limite de capture recommandée. Le Groupe a par conséquent recommandé que la Commission prenne des mesures afin de garantir que les systèmes de surveillance mentionnés dans sa recommandation de 1998 soient adoptés.

10 Références

- ANON. 1996. Report of the Final Meeting of the ICCAT Albacore Research Program. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, XLIII.
- BUTTERWORTH, D.S. and H.F. Geromont. 1998. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. SCRS/98/54.
- GAUTHIEZ, F. 1997. Structuration spatiale des populations de poissons marins démersaux. Caractérisation, conséquences biométriques et halieutiques. Thèse de doctorat. Université Claude Bernard Lyon 1.
- GOURIÉROUX, C. and A. Monfort. 1989. Statistique et modèles économétriques. Vol. 1: notion générales, estimation, prévision, algorithmes. 565 pages. Economica, Paris.
- GOURIÉROUX, C., A. Monfort and A. Trognon. 1984. "Pseudo-maximum likelihood methods: theory". *Econometrica* 52: 681-700.
- LEE, L.K. & S.Y. Yeh, 1993. Studies on the age and growth of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) specimens collected from Chinese Tai. longliners. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, XL(2): 354-360.
- MC CULLAGH, P. , J.A. Nelder. 1989. Generalized Linear Models. Second Edition. London: Chapman and Hall.
- MYERS, R. A. and P. Pepin. 1990. "The robustness of lognormal-based estimators of abundance". *Biometrics* 46: 1185-1192.

- NISHIDA, et al. 1994. Estimate of catch rate of Japanese longline fisheries for southern bluefin tuna (*Thunnus macoyii*). SBFWS/94/11. This document was submitted to the trilateral meeting on southern bluefin tuna.
- O'BRIEN, C., L. Kell. 1996. The use of generalized linear models for the modelling of catch-effort series. I. Theory. ICCAT Col. Vol. Sci. Papers, SCRS/96/173.
- PORCH, C.E. 1998. A Bayesian VPA randomly walking parameters. SCRS/98/64.
- WEDDERBURN, R. W. M. 1974. "Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method". *Biometrika* 61 (3): 439-447.

INFORME DE LA SESIÓN DEL SCRS DE ICCAT DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE ATÚN BLANCO

(Madrid, España - 9 a 15 de octubre de 2000)

Disposiciones para la reunión

De acuerdo con las decisiones de la Comisión, la evaluación del atún blanco del Atlántico en 2000 tuvo lugar en la Secretaría de ICCAT, Madrid (España) los días 9 a 15 de octubre. La reunión fue presidida por el Sr. Michael Keatinge.

El Orden del día de la reunión se adjunta como **Apéndice 1** y la lista de participantes como **Apéndice 2**. Como relatores de los diversos apartados fueron designados los siguientes científicos: Haritz Arrizabalaga, Michel Bertignac, François Gauthiez, Michael Keatinge, Robin Leslie, Mauricio Ortiz, Clay Porch y Victoria Ortiz de Zárate.

1 Descripción de las pesquerías

Las capturas comunicadas, por arte y por área se presentan en la **Tabla 1**. La distribución de las principales pesquerías de atún blanco en el Atlántico se dan en la **Figura 1** y las principales características de estas pesquerías, en la **Tabla 2**.

S *Atlántico norte*

Desde finales de los años 70, las capturas de atún blanco en el Atlántico norte han presentado una tendencia descendente. Esto se ha atribuido a una reducción del esfuerzo de pesca en las pesquerías estivales tradicionales de curricán y cebo, así como a una importante reducción del esfuerzo palangrero a partir de 1987. En contraste, las capturas de las nuevas pesquerías de verano y otoño con artes de superficie (redes de enmalle a la deriva y arrastre pelágico) han aumentado durante los años 90.

La captura total de atún blanco en 1999 en el Atlántico norte fue de 34.557 t, es decir, se produjo un marcado aumento con relación a la cifra obtenida en 1998, que fue de 25.380 t. Las capturas de los principales artes de pesca (superficie y palangre) fueron superiores a las de años anteriores; también el arrastre experimentó un importante aumento.

Taipei Chino

La actividad palangrera de Taipei Chino en el Atlántico norte se inició a finales de los años 60 y el esfuerzo permaneció alto hasta 1987, cuando se desplazó hacia la pesca del patudo con palangre profundo. Actualmente, la flota de palangre faena en el Atlántico norte durante todo el año. En 1999 se pescaron 5.785 t, cifra que representa un aumento aproximado de 2.700 t en relación con 1998. El total de palangreros de pesca dirigida se limitó a la media del período 1993-1995, de acuerdo con las recomendaciones de ICCAT en 1998 y 1999.

Japón

Inicialmente, Japón pescó atún blanco al principio del uso del palangre en 1956, y este esfuerzo dirigido permaneció alto hasta finales de los años 60. Desde entonces, se fue desplazando hacia el patudo y atún rojo durante un período de transición, hasta 1975, especies que desde entonces son los objetivos principales de la flota. La captura total de atún blanco en 1999 fue de 524 t, 18% menos que en 1998.

CE - Francia

El curricán fue el primer método empleado en la pesca del atún blanco y siguió siendo el más importante hasta la introducción de los barcos de cebo en 1949. Las flotas francesas de curricán y cebo fueron en descenso gradual, llegando a unas capturas mínimas de 1.200 t en 1986 y al cese total del arrastre en 1989. No obstante, las capturas se recuperaron con la introducción de dos nuevos artes de superficie: arrastre semi-pelágico en parejas (MWT) y redes de enmalle/redes de deriva (GILL). Desde entonces, el esfuerzo de pesca ha sido muy estable con capturas entre 3.500 t y 7.000 t. La pesca de las redes de deriva alcanzó una cifra máxima de 4.587 t en 1993, si bien ha disminuido paulatinamente, siendo actualmente de 2.000 t a 2.500 t. En 1999 se obtuvieron 2.799 t. Merece especial mención que esta pesquería cesará su actividad a partir del 1 de enero de 2002. La flota de arrastre semi-pelágico obtuvo una captura máxima de 4.272 t en 1999, tras una cifra de 1.178 t en 1998 que representa la cifra más baja desde 1991. En el mismo período, las capturas de los barcos de cebo han descendido, siendo de 50 t en 1999. La pesquería francesa de atún blanco es muy estacional, obteniéndose la mayor parte de la pesca en verano y otoño. La pesca con redes de enmalle a la deriva suele comenzar un poco antes que la pesca semi-pelágica de arrastre, y la mayor parte de la captura se obtiene en julio y agosto, mientras que el período álgido del arrastre semi-pelágico es agosto-septiembre.

CE-Irlanda

Desde 1990, Irlanda ha llevado a cabo la pesca de atún blanco con redes de deriva frente a su costa oeste y sudoeste y en el Golfo de Vizcaya. A excepción de 1995 y 1996, las capturas han experimentado un aumento anual hasta alcanzar 4.858 t en 1999. A partir de 1998, y anticipando la prohibición al uso de las redes de enmalle a la deriva desde enero de 2002, Irlanda ha desarrollado nuevas pesquerías con artes de superficie, entre ellas el arrastre en parejas semi-pelágico (MWT), el curricán y el palangre.

CE - Portugal

Las capturas portuguesas de atún blanco corresponden en su mayor parte a las flotas de cebo de Azores y Madeira. Otros artes obtienen capturas menores, casi siempre fortuitas, frente a la costa del continente. Las capturas del cebo en torno a las islas Madeira y Azores varían mucho de un año a otro, dependiendo de la disponibilidad de los peces en las cercanías de las islas y también de la época. La mayor parte de las capturas se obtienen en las Azores, sobre todo en el cuarto trimestre, si bien algunos años también se obtienen importantes capturas en el verano. Esas capturas son de atún blanco grande, con un peso medio de 25 kg. Las capturas de atún blanco de la flota de cebo portuguesa experimentaron un marcado descenso en 1997 y han seguido siendo escasas, aunque en 1999 se pescaron 201 t, lo que significa una ligera mejora respecto a años anteriores.

Respecto a Madeira, desde 1998 las capturas han experimentado un cierto aumento, siendo de 78 t en 1999. Una pequeña flota portuguesa de barcos de cebo se dedica también a la pesca del atún blanco en el Atlántico sur. Su producción ha ido en descenso en los últimos años, alcanzando su nivel más bajo en 1998 (124 t). En 1999 no se han registrado capturas.

CE-España

El curricán fue el primer arte empleado y ha seguido siendo el más importante hasta la introducción de los barcos de cebo en 1949. Ambos artes de superficie han sido empleados sobre todo por España y Francia. El tamaño de la flota española ha permanecido relativamente estable durante las últimas décadas, con un ligero descenso en los años 90, estabilizándose a partir de 1994. La pesquería estival en el Golfo de Vizcaya y aguas contiguas del Atlántico norte, llevada a cabo con barcos de curricán, capturó 6.829 t en 1999, cifra que representa un aumento del 17% en relación con 1998 (5.834 t), mientras que los

barcos de cebo pescaron 6.477 t, es decir, un descenso del 8% con relación a la cifra de 1998 (7.346 t). Ambas flotas dirigían su esfuerzo a los juveniles y preadultos de la población del norte.

A partir de 1990, algunos barcos de cebo españoles han ampliado sus actividades hacia las Azores y la costa atlántica del sur de la Península Ibérica. Las capturas de adultos han variado desde entonces. En 1999 se comunicó la captura de 41 t en dicha zona. En primavera, hay otra pesquería de barcos de cebo dirigida a los preadultos y adultos en las islas Canarias, variable de un año a otro. En 1999 se obtuvieron 1.972 t (SCRS/00/149).

Estados Unidos

El atún blanco no ha sido por tradición una especie objetivo de ninguna pesquería de túnidos estadounidense. Sin embargo, hay una pequeña flota de barcos de recreo que pescan atún blanco con caña y carrete, así como algunos palangreros y barcos con redes de enmalle. Las capturas de atún blanco comunicadas fueron 830 t en 1998 y 317 t en 1999.

S Atlántico sur

La captura total de atún blanco en 1999 en el Atlántico sur alcanzó la cifra de 27.293 t, sin embargo, este descenso a partir de los niveles de 1998 (30.497 t) podría haberse visto influenciado por poderosos factores. La captura de superficie fue de 6.719 t, en comparación con las 10.798 t obtenidas en 1998; los palangreros pescaron 20.574 t, cifra superior a la de 1998. Taipei Chino redujo su esfuerzo dirigido al atún blanco, en cumplimiento de las regulaciones de ordenación establecidas por ICCAT en 1994.

Taipei Chino

Actualmente, Taipei Chino solo mantiene activos barcos palangreros en el Atlántico, durante todo el año. Las capturas de 1999 se estimaron en 17.377 t, lo cual representa un incremento respecto a 1997. La captura en el Atlántico sur es inferior al 90% de la media de 1989-93, y ha sido comunicada a Sudáfrica, cada dos meses, a partir de enero de 1999, de acuerdo con las recomendaciones de ICCAT en 1998 y 1999.

Brasil

Los palangreros brasileños y de empresas conjuntas de Brasil dirigen su esfuerzo al atún blanco adulto. Desde la década de los 70, las capturas han fluctuado de un año a otro como resultado de cambios en la estrategia pesquera o bien a causa de variaciones ocurridas en el tamaño y composición de la flota.

Hasta 1981, las capturas palangreras de atún blanco por parte de Brasil fueron inferiores a 500 t. El incremento se produjo sólo a partir de 1991, cuando sobrepasaron las 1.000 t, llegando a una cifra récord de 3.600 t en 1993. En el período 1994-1997 descendieron a menos de 1.000 t, pero a partir de 1997 se decidió continuar el desarrollo de esta pesquería y el resultado fue que en 1998 la captura de atún blanco llegó a 3.013 t. En 1999 se pescaron 1.478 t.

El atún blanco se pesca sobre todo durante el invierno en aguas del sur de Brasil. Desde 1980, la pesca de los palangreros brasileños se ha diversificado, en primer lugar dirigiendo parte del esfuerzo a los tiburones y, más recientemente, al pez espada. En cuanto a los palangreros que operan en empresas conjuntas, éstos tuvieron como objetivo inicial el atún blanco, pero en los últimos años el esfuerzo se ha desplazado hacia el patudo.

Japón

En el Atlántico sur se desarrolló una pesquería palangrera japonesa similar a la del norte, que presentaba el mismo desplazamiento del esfuerzo hacia el patudo a mediados de los años 70. El atún blanco es ahora captura fortuita de esta pesquería. En 1999 se obtuvieron 567 t, un 36% más que en 1998.

Namibia

La pesquería de túnidos de Namibia es de caña-liña y palangre y está dirigida al atún blanco, patudo y pez espada. En 1999 se concedieron 24 licencias de pesca a palangreros, de los cuales 11 eran sudafricanos, 10 japoneses y 3 namibios. También se dieron 39 licencias para caña-liña, 30 a barcos namibios y 9 a barcos sudafricanos. 99% por ciento de las capturas de los barcos con licencia de Namibia se obtuvieron en aguas de la Zona Económica Exclusiva de este país. En 1999, el total de atún blanco desembarcado ascendió a 1.161 t, cifra que representa un descenso respecto a la de 1998, y fue obtenida sobre todo por barcos de caña-liña.

Sudáfrica

La flota de barcos de cebo sudafricana lleva a cabo la principal pesquería de superficie para el atún blanco en el Atlántico sur. Esta flota ha faenado frente a la costa oeste de Sudáfrica y frente a Namibia desde sus inicios. Las capturas de la pesquería sudafricana de barcos de cebo y la de recreo están fuertemente influenciadas por la disponibilidad de atún blanco en aguas costeras. La temporada de 1998 se caracterizó por una gran disponibilidad media de atún blanco en dichas aguas, obteniendo dichas pesquerías una captura récord de 8.401 t. En 1999, la situación volvió a la normalidad y la captura de las pesquerías de barcos de cebo y de recreo (5.010 t y 73 t, respectivamente) fue inferior en un 15% a la media de la década. La pesquería de palangre, dirigida a los túnidos, se inició en noviembre de 1977 y obtiene una pequeña captura fortuita de atún blanco: 11 t en 1998 y 18 t en 1999.

CE-España

Los cerqueros españoles capturan en ocasiones atún blanco grande, entre 20 y 35 kg, en zonas ecuatoriales (**Figura 7**). En 1997, se pescaron 156 t en esta zona. También se desembarcaron 871 t de atún blanco obtenido como captura fortuita por palangreros que pescaban pez espada. Estos desembarques fueron registrados por observadores a bordo de estos barcos, junto con la captura de otras especies que no eran objetivo.

CE- Francia

Los cerqueros franceses capturan en ocasiones atún blanco grande, entre 20 y 35 kg en zonas ecuatoriales. Estas capturas parecen estar usualmente asociadas con grandes rabiles reproductores en cardúmenes mixtos de ambas especies durante el primer trimestre del año. En 1999 se obtuvieron 13 t. La **Figura 7** presenta la distribución de las capturas entre 1991 y 1997.

S Mediterráneo

Italia y Grecia son los principales países dedicados a la pesca de atún blanco en el Mediterráneo, con redes de enmalle a la deriva, palangre, liñas de mano y artes de arrastre. También, los cerqueros franceses, las flotas costeras españolas y la pesquería de recreo, capturan atún blanco en ocasiones. Desde 1985, la flota española de barcos de cebo y de curricán, con base en el Atlántico, ha pescado atún

blanco en el Mediterráneo oeste y en el mar de Alborán durante el otoño. En 1999, los barcos de cebo pescaron 210 t.

Las capturas comunicadas de atún blanco en el Mediterráneo siguen siendo escasas, fluctuando entre 2.000 y 4.000 t desde 1984, con una cifra máxima de 4.129 t en 1985. Los datos recientes de captura están muy incompletos, debido a que muchos países, en particular Italia, no han presentado datos.

No es posible estimar la tendencia del esfuerzo de pesca de los diversos artes empleados en la pesca del atún blanco en el Mediterráneo, ya que se cuenta con series temporales cortas y los artes artesanales no están adecuadamente cubiertos.

2 Examen de los datos

2.1 Capturas (Tarea I)

La Secretaría de ICCAT presentó los datos de atún blanco de la Tarea I (desembarques anuales) en la **Tabla 1**, por arte, flota y región. Los cambios en la Tarea I eran por lo general de orden menor y afectaban sobre todo al atún blanco del Atlántico sur.

En nombre del Grupo de Trabajo, su presidente dio las gracias a la Secretaría por su puntualidad en la distribución de datos preliminares antes de la reunión.

El documento SCRS/00/08 (revisado) incluía datos preparados por la Secretaría para la sesión de evaluación del atún blanco en 2000. Desde la última evaluación, en 1998, los datos de la Tarea I habían sido actualizados, incluyéndose los correspondientes a 1998 y 1999.

Los desembarques totales por stock artes principales y países se presentan en la **Tabla 1**. Los desembarques totales por stock se presentan en la **Figura 2**, y las capturas por artes principales para el atún blanco del Atlántico norte y sur, en las **Figuras 3 y 4**. Las capturas mediterráneas no se presentan en dichas Figuras, ya que los datos a partir de 1993 son muy incompletos, sobre todo los de Italia y Grecia. El Grupo de Trabajo recomendó encarecidamente la presentación de estos datos en el futuro.

2.2 Captura y esfuerzo (Tarea II)

Se observó que no todas las pesquerías presentan datos completos de la Tarea II. Las distribuciones anuales de las capturas por zona de varias décadas (de los 50 a final de los 90) y las capturas combinadas por trimestre se presentan en las **Figuras 5 y 6**, respectivamente.

2.3 Captura por talla

La Secretaría presentó el documento SCRS/00/8, en el cual se describen los procedimientos (sustituciones de datos y extrapolaciones) adoptados para la actualización de la captura por talla del atún blanco del Atlántico norte y sur, para la evaluación del stock en 2000.

En esta evaluación se introdujeron algunos cambios en los datos que afectaban a la distribución de tallas en 1996 de las pesquerías francesa e irlandesa de redes de enmalle a la deriva, por medio de sustituciones. Además, la distribución por tallas de la red de enmalle a la deriva irlandesa, asignada al segundo trimestre de 1998, fue reasignada correctamente al tercer trimestre de ese mismo año.

Se presentó al Grupo un examen de la distribución de frecuencias de tallas del atún blanco capturado por la flota palangrera de Taipei Chino entre 1981 y 1985 y 1991-1998 en la zona más meridional (zona estadística 34) en el Atlántico sur (**Figura 8**). Un estudio anterior (SCRS/98/132) había llegado a la conclusión que la distribución de tallas era similar, excepto de 1994 a 1996, cuando es evidente la mayor abundancia de peces pequeños (<65 cm), hecho que podría sugerir un aumento en la abundancia de atún blanco en esos años. También se observó un aumento en el porcentaje de peces de edad 1-3 en las capturas de Namibia y Japón entre 1993 y 1995.

Los datos de captura por talla de Sudáfrica, de 1993 a 1998, fueron modificados extrapolando la captura por talla a las capturas revisadas. Estos datos son ahora suficientes para mostrar el número de modas de peces grandes y pequeños, en contraste con la distribución monomodal de años anteriores.

La Secretaría calculó las distribuciones de la captura por talla, para ambos stocks atlánticos de atún blanco, por trimestre, para las diferentes combinaciones arte/país, con el fin de hacer una adecuada estimación de las tablas parciales de captura por edad para su uso en las evaluaciones.

2.4 Base de datos de marcado

El Grupo de Trabajo observó que en la base de datos de ICCAT sigue faltando información histórica sobre marcado y recuperación. Se insistió en una recomendación anterior sobre la necesidad de proseguir en el esfuerzo conjunto de la Secretaría y los científicos con el fin de completar el archivo de marcado en el Atlántico norte y Mediterráneo, en particular la información sobre la colocación de marcas.

3 Aspectos biológicos

3.1 Estructura del stock y distribución

No se había presentado ningún estudio nuevo a la reunión en curso del Grupo de Trabajo que pudiese invalidar la hipótesis de dos stocks al norte y al sur separados a 5° de latitud N, por lo que se decidió adoptar este supuesto a efectos de evaluación.

El documento SCRS/00/119 contenía varias teorías sobre la extensión geográfica y la distribución vertical de la población. Basándose en anteriores estudios, el autor postulaba que el hábitat del stock podía ser más amplio de lo que se había considerado hasta entonces. Además, el atún blanco joven podía cambiar su esquema de migración estival según las condiciones ambientales. De confirmarse esta afirmación, el fenómeno sería susceptible de influenciar las conclusiones de una evaluación de stock. Estas mismas observaciones podían aplicarse a la distribución vertical de los adultos. Según el autor, el atún blanco grande puede encontrarse en el Pacífico a profundidades de hasta 450 m en zonas intertropicales (15 a 20S) con abundancia máxima a 250-300m. Estos peces se alimentan sobre todo de micronecton mesopelágico. La misma distribución vertical podría darse en el Atlántico, lo cual repercutiría sobre la capturabilidad para los palangreros, ya que el atún blanco grande quedaría fuera del alcance del palangre tradicional. Como sugiere el mismo autor en el SCRS/00/120, esta capturabilidad se vería también afectada por el grado de saturación de los peces y por tanto sería reducida en una zona de gran abundancia de micro necton.

3.2 Parámetros biológicos

No se hicieron cambios a los parámetros de población usados en el anterior SCRS. Respecto al norte, sur y Mediterráneo, los stocks se resumen en la **Tabla 3**. Para ambos stocks se aplicaron los parámetros de crecimiento estimados por Bard (1981). La mortalidad natural se supuso constante e igual 0.3 en todas las clases de edad.

4 Influencias del medio ambiente

A excepción de los documentos SCRS/00/119 y SCRS/00/120, que se discuten en el apartado 3.1, no se presentó nueva información al Grupo de Trabajo de 2000. La información pertinente se encuentra en el Informe detallado de 1998 (**Figura 9**¹).

5 Estado de los stocks

5.1 Captura por edad

El documento SCRS/00/117 compara las tablas de captura por edad obtenidas con datos de marcado-recaptura, con las usadas en la evaluación de stock de 1998, indicando que los resultados obtenidos con ambos métodos son coherentes y que no hay suficientes razones para cambiar el procedimiento MULTIFAN aplicado al cálculo de los datos de captura por edad para la evaluación de stock del Atlántico norte.

El documento SCRS/00/161 (rev) facilitaba las estimaciones de captura por edad para el stock de atún blanco del norte en el período 1975-1997, partiendo de los datos corregidos de captura por talla facilitados por la Secretaría. Se daban matrices para el total de captura internacional y para aquellas flotas cuyos índices de abundancia están disponibles, es decir, la flota de cebo española, el curricán francés y español y el palangre de Japón y de Taipei Chino (**Tabla 4**). Los procedimientos seguidos para obtener las captura por edad fueron los adoptados durante la reunión final del Programa ICCAT Atún Blanco (Anon.1996). Los siguientes parámetros de crecimiento estimados en dicha reunión se aplicaron para obtener los números por edad para el período en estudio:

Período analizado	1988-1993
Número por edad	8
K Von Bertalanffy	0.217
L4	122.8
SD media	3.593
Ratio de SD	1.391

Con el fin de estimar los números por edad de los diferentes conjuntos de distribuciones de talla trimestrales consideradas en el análisis, se utilizó el paquete MULTIFAN, fijando los parámetros de crecimiento arriba reseñados. Los datos de captura total por edad así obtenidos, se presentan en la **Tabla 4** y **Figura 10**. Es evidente que los tres primeros grupos de edad son los que están mas representados en las capturas, en especial el atún blanco de edad 2. La edad 5 y mayores parecían importantes en las capturas hasta 1986, cuando Taipei Chino cesó gran parte de su actividad dirigida a esta especie en el Atlántico norte.

Respecto al atún blanco del Atlántico sur, el Grupo constató que el SCRS había insistido en que se adoptasen modelos VPA, además de los modelos de producción excedente que se han venido aplicando

¹ Las anomalías en la presión a nivel del mar (SLP) de cada estación se normalizaron dividiendo cada una de las presiones estacionales por la desviación estándar a largo plazo (1864-1983). Los datos de la estación se obtuvieron en <http://www.scd.ucar.edu/dss/datasets/ds570.0.html>. Véase la página web NAO de David Stephenson respecto a otras fuentes de datos on line (<http://www-sv.cict.fr/isp/stephen/nao/index.html>) incluyendo el enlace con Climatic Research Unit.

para hasta ahora para evaluar este stock. Por ello, se han iniciado varias tareas de investigación desde la última evaluación realizada en 1998. Científicos de Taipei Chino han realizado nuevos estudios para obtener datos de captura por talla de este stock, que se documentan en el SCRS/00/169. Se presenta un algoritmo de minimización que se usa para computar la captura por edad. Este algoritmo de búsqueda, así como el método de “corte de cuchillo” se aplican en el cómputo de la captura por edad en 1997. El algoritmo de búsqueda parece dar mejores estimaciones de la captura por edad que el de “corte de cuchillo”, que es el que se ha venido aplicando a la composición de la captura por talla del stock del Atlántico sur. El algoritmo de búsqueda suponía que la distribución de la longitud a la horquilla de un grupo de edad era normal, de acuerdo con la ecuación de crecimiento de Lee y Yeh (1993). El Grupo de Trabajo no recomendaba el uso de esta nueva metodología para computar la captura por edad para la sesión de evaluación de stock de 2000 debido a la falta de tiempo. Sin embargo, el Grupo instó a los científicos involucrados a que se sirviesen de este nuevo método para calcular la captura por edad histórica en futuras evaluaciones del stock del Atlántico sur.

El Grupo señaló de nuevo que la talla (longitud a la horquilla) del atún blanco de edad 1, estimada por medio de la ecuación de crecimiento de Lee y Yeh, parece ser 15 cm inferior (30.7 cm versus 45.8 cm) a la estimada por la ecuación de Bard, que se basa en el atún blanco del Atlántico norte. La ecuación de Bard se ha venido aplicando al atún blanco del sur.

A efectos de la evaluación de 2000, el Grupo propuso el empleo de la ecuación de Bard para estimar la captura por edad del atún blanco del sur. Debido a los cambios introducidos en las distribuciones de la captura por edad, tanto del norte como del sur, en el curso de la reunión se estimó de nuevo esta captura por edad. Se resaltó la importancia de concluir la preparación de estos datos básicos antes de la reunión (**Tabla 5 y Figura 11**).

5.2 Series de CPUE estandarizada disponibles

S Atlántico norte (Tabla 6 y Figura 12)

Para la evaluación de 2000, se actualizó la CPUE estandarizada española (número de peces por día) por grupos de edad (edades 1 a 4) obtenida por Modelo Lineal Generalizado con estructura de error logarítmico normal (denominado a partir de ahora LN) aplicando el logaritmo (CPUE) de las observaciones positivas como respuesta variable para las pesquerías de barcos de cebo (SCRS/00/115) y curricán (SCRS/00/114) del Golfo de Vizcaya y aguas contiguas del Atlántico nordeste. El Grupo decidió emplear sólo el índice de CPUE de las edades 2 y 3 de la pesquería de curricán, como en años anteriores, debido a que estas edades 2 y 3 son el principal objetivo de la flota de curricán. Esta flota no tiene como objetivo la edad 1 y la disponibilidad de la edad 4 varía anualmente. Las CPUEs estandarizadas de los barcos de cebo fueron igualmente examinadas, sin embargo, debido a que el efecto de área usado en el modelo parece precisar de más investigación, incluyendo la estratificación de subzona (SCRS/00/116) estas tendencias de la CPUE no se incluyeron en la evaluación.

El SCRS/00/170 presentaba los índices de abundancia de atún blanco del norte aplicando un logaritmo (CPUE+0.1) como variable de respuesta de un modelo lineal generalizado con una estructura de error lognormal para los datos de palangre de Taipei Chino, de 1968 a 1998. Tal como se recomendaba en la última evaluación, se incorporó un efecto de objetivo al modelo. Respecto al efecto de área, se usó una nueva subdivisión de área en este análisis, definida por medio de un análisis jerárquico de conglomerado para discriminar mejor las áreas de captura fortuita del patudo. Se ajustaron dos diferentes modelos, uno que incluía y otro que excluía el área de captura fortuita del patudo. Para la evaluación del caso base, el Grupo de Trabajo seleccionó el modelo que excluía la zona de captura fortuita del patudo.

Se actualizó la CPUE estandarizada japonesa por medio de dos modelos, uno con estructura de error lognormal, logaritmo (CPUE+0.1) y otro con estructura de error Poisson. Ambos modelos usaban las

capturas como variable de respuesta para la pesquería de palangre en el período 1975-1999. Ambas CPUEs estandarizadas presentan tendencias similares entre sí, con un marcado descenso entre 1976 y 1978 y después un descenso gradual, con un ligero ascenso en 1999.

Se hicieron algunos comentarios acerca de la elección entre el modelo lognormal y el modelo Poisson. Cada uno de los métodos es de máxima probabilidad, por lo que ambos tienen propiedades estadísticas óptimas si la distribución de probabilidad de las observaciones es adecuada. Sin embargo, pueden surgir problemas de solidez en el caso de que la auténtica (desconocida) distribución de los datos no corresponda a la distribución que subyace en un determinado estimador de máxima probabilidad. En documentos estadísticos ya publicados (por ejemplo, Gouriéoux *et al.*, 1984, ó Gouriéaux y Monfort, 1990) se observa que los estimadores de máxima probabilidad basados en una distribución de probabilidad perteneciente a la familia de exponenciales lineales (como es el caso normal, Gamma o distribución binomial negativa) siguen siendo convergentes (es decir, aproximadamente sin sesgos asintóticos) en el caso de la que auténtica (desconocida) distribución de los datos sea diferente. Igualmente, se demostró que tales estimadores son los únicos que tienen tales propiedades. No es este el caso del estimador lognormal, ya que la distribución lognormal no pertenece a la familia de exponenciales lineales. Las consecuencias prácticas de estas propiedades teóricas fueron presentadas por Myers y Pepin (1990). Por tanto, se propuso usar el índice basado en un estimador Poisson en lugar de uno basado en un lognormal. Conviene mencionar que en los residuos se observó una sobre-dispersión, lo cual se tomó en cuenta en el ajuste final. Una forma de avanzar sería comprobar una posible relación entre la media y la varianza, en lugar de computar un coeficiente de sobre-dispersión, consiguiendo de este modo una mayor precisión en las estimaciones. El computar un coeficiente de sobre-dispersión significa, de hecho, que la varianza es proporcional a la media, pudiendo ser, por ejemplo, proporcional al cuadrado de la media. Los estimadores de quasi-verosimilitud (Wedderburn, 1974) facilitan el marco apropiado para llevar a cabo este tipo de modelación. Estos estimadores son muy similares a los propuestos por Gouriéoux *et al.* (1984) y pueden incorporarse con facilidad en el contexto de los modelos lineales generalizados (McCullagh y Nelder, 1989). Se puede encontrar un extenso examen de estos problemas en Gauthiez (1997).

Se aplicó la CPUE nominal de la captura fortuita de atún blanco de la flota palangrera de Estados Unidos para obtener los índices relativos de la tasa de captura estimada por medio de un modelo mixto lineal generalizado (GLMM), asumiendo un modelo de distribución delta lognormal. En el caso base se usaron estimaciones de índices de abundancia relativa ADAPT-VPA. Los resultados se presentaron en el SCRS/00/143.

El Grupo de Trabajo consideró que era necesario proseguir la investigación del método para estandarizar el efecto objetivo, empleando la CPUE de la especie en cuestión. En las recomendaciones se incluía la revisión de la distribución de los datos, en particular en el caso de captura o CPUE nulas. Se recomendó incluir diagramas de diagnóstico con los resultados estadísticos de los modelos de estandarización de CPUE, de acuerdo con las recomendaciones del informe (O'Brien y Kell, 1996 y McCullagh y Nelder, 1989) es decir, diagrama de residuos student en comparación con los valores previstos, residuos comparados con la variable dependiente, residuos normalizados en comparación con residuos cumulativos normalizados (diagramas qq).

Además, deberían considerarse modelos alternativos, tales como los modelos delta y los Modelos Lineales Generalizados que incluyen interacciones tales como los componentes aleatorios, en especial para los casos en que las interacciones anuales parecen importantes con otros factores (Little *et al.*, 1996).

S Atlántico sur (Tabla 7 y Figuras 13 y 14)

La CPUE estandarizada sudafricana obtenida que había sido presentado por Punt *et al.* (1996) , por medio del ajuste de un GLM con estructura de error lognormal a los datos de caña-liña y del componente congelado de la pesquería de cebo para atún blanco de Sudáfrica. Punt *et al.* (1996) hallaron una

distribución bimodal de los residuos cuando el modelo fue ajustado a los datos que incluían el tipo de barco 1 (5-10 *ski-boats* que emprendían salidas de un día de duración para pescar atún blanco a 40 millas náuticas del puerto). Estas series estandarizadas así obtenidas no mostraban una tendencia clara y explicaban menos del 10% de la variabilidad en los datos. Esto puede explicarse, en parte, por las dificultades para obtener el esfuerzo dirigido al atún blanco para esta pesquería, y también por el hecho de que la disponibilidad del atún blanco en la pesquería sudafricana está mas influenciada por las condiciones ambientales que por la abundancia (SCRS/98/171).

En 1998, el Grupo de Trabajo constató que algunos factores adicionales podrían contribuir al aumento de la variabilidad cuando el Grupo consideró la escasa variabilidad en el análisis presentado. Se probó un cierto número de modelos alternativos y se seleccionó una serie basada en estructura de error Poisson y que incluía todos los tipos de barco. Este modelo explicaba mejor la variabilidad de los datos y no mostraba la distribución bimodal de los residuos que había sido identificada por Punt *et al.* (1996) al incluir el tipo de barco 1. El Grupo no disponía de una serie actualizada de CPUE para Sudáfrica basada en este modelo, por lo que se aplicó sin cambios en el ASPM y en el VPA.

La CPUE estandarizada sudafricana (SCRS/00/183) ajustaba GLMs separadas con estructura de error lognormal a datos de los dos componentes de la flota de cebo, así como al conjunto de la flota. La distribución bimodal de los residuos presentada por Punt *et al.* (1996) no era evidente en los ajustes a datos del conjunto de la flota, sin embargo los gráficos de CPUE observada en relación con la prevista presentaban dos diferentes conglomerados que formaban estratos paralelos. El Grupo de Trabajo decidió usar la serie ajustada tan sólo a los barcos de caña-liña y congeladores (es decir, excluyendo el tipo de barco 1), de acuerdo con Punt *et al.*, que puede por tanto considerarse como una actualización de la serie usada en evaluaciones anteriores a 1998.

Se obtuvieron índices de abundancia de atún blanco del sur aplicando los modelos de estructura de error lognormal (GLM) y de error de estructura Poisson (GENMOD) al conjunto de datos de palangre de Taipei Chino de 1968 a 1998 (SCRS/00/168). El “efecto tiempo” se dividió en dos períodos, 1968-1986 y 1986-1998 para asegurar una capturabilidad constante. Respecto al efecto área usado en los modelos, la estratificación por subzona se clasificó por análisis de conglomerados de 121 bloques estadísticos de 5°x5° (SCRS/00/167); el resultado fue el establecimiento de tres subzonas. Para resolver los problemas del “logaritmo natural de la captura cero de atún blanco” se añadió una constante (10% de la CPUE media). Se incorporaron los efectos de captura fortuita de patudo, rabil y pez espada (calculada por cuartiles). Se incorporaron también dos interacciones, año por área y área por trimestre. En los modelos, las tendencias de CPUE fueron calculadas por separado para cada período y comparadas con la obtenida para todo el conjunto. Se modelaron cinco casos, por GLM y GENMOD, según la forma de estimar la CPUE estandarizada, por segmentos de datos o bien para todo el período, y también teniendo en cuenta si el conjunto de datos de la subzona 1 había sido o no incluido en el análisis. Tras la discusión, el Grupo de Trabajo seleccionó el Caso 5 (que incluye todo el período 1968-1998, la subzona 1 como efecto de área y aplica la estructura de error lognormal) para la evaluación del caso base del stock del Atlántico sur, ya que esta serie representa una actualización directa del caso base usado en 1998. La CPUE estandarizada (**Figura 14**) muestra un continuo descenso entre 1984 y 1990, con un ligero ascenso hasta su nivel más alto en 1996 y un nuevo descenso.

La CPUE estandarizada japonesa para el atún blanco del sur fue actualizada de forma similar a la del stock del Atlántico norte (SCRS/00/160) por medio de los modelos GLM y GENMOD. Las tendencias mostradas por ambos modelos no son muy diferentes en el período 1980-1999. Ambas CPUEs descendieron entre 1985 y 1986, estabilizándose después de 1988. Se observaron tendencias distintas entre los modelos a finales de los años 70. El Grupo de Trabajo consideró el uso de la CPUE estandarizada, suponiendo una estructura de error lognormal, en tres períodos: Objetivo (1959-1969), Transición (1975-1992) y Captura Fortuita (1975-1999) para el caso base de este stock, ya que esta serie representa una actualización directa del caso base usado en 1998.

Se presentó al Grupo la CPUE de atún blanco del palangre de Brasil-Taipei Chino. La serie temporal de CPUE en biomasa del período 1991-1998 fue estandarizada usando el logaritmo ($CPUE+1$) como la variable dependiente y el modelo de estructura de error lognormal (GLM), incluyendo como efectos principales: año, área del arte (número de brazoladas entre flotadores) y trimestre. La CPUE varía sin tendencia en el período considerado en el análisis. Este índice no se aplicó en la evaluación del caso base del stock del Atlántico sur, pero sí en el análisis de sensibilidad (véase el apartado 5.3). La serie de CPUE procedente de las evaluaciones de 1998 y 2000 se presenta en la **Figura 15**.

5.3 Modelos de producción

Como en años anteriores, el modelo de producción estructurado por edad (SCRS/98/82) fue aplicado al stock del Atlántico sur. El modelo se ajustó a los índices de CPUE de cuatro flotas: palangre de Taipei Chino (1968-1998), palangre de Japón (1959-1969; 1969-1975; 1975-1999), barcos de cebo de Sudáfrica (1985-1999) y palangre Brasil-Taipei-Chino (1991-1998). Los parámetros biológicos se presentaban en la **Tabla 3**. Hay parámetros adicionales referentes a la selectividad de la pesca, que está modelada por medio de una función logística de dos parámetros. Como en años anteriores, las selectividades se calcularon para dos períodos: 1959-1968 y 1969 hasta el presente. El primer período corresponde a una talla con selectividad del 50% de peces de 100 cm (8 años de edad) y el segundo período a una talla con selectividad del 50% de peces de 80 cm (5 años de edad). El segundo parámetro describe la tasa de aumento de la selectividad (de 0 a 1) en función de la edad.

Se detectaron algunos errores en la serie histórica de captura anual usada en el caso base 1998. La sensibilidad a los errores en esta serie se comprobó haciendo un nuevo ensayo del caso base 1998 y usando las mismas capturas anuales (incorrectas) y las correctas. Las diferencias en los resultados eran escasas (**Tabla 8**) y se adoptó la serie de captura corregida para su uso en 2000.

Se seleccionaron dos posibles ensayos para su uso en el modelo ASPM. Ambos usan clases de edad 13, una tasa constante de mortalidad de $0.3y^{-1}$, la ecuación de crecimiento de Bard (1981), una función de reclutamiento al stock de Beverton-Holt, la madurez (“knife-edge maturity”) a 90 cm (5y) y un parámetro de tasa de 1.0 para la función de selectividad de pesca. El ensayo 1 (caso base) usaba, en la medida de lo posible, las series de CPUE actualizadas aplicadas en 1998. Estas son: Taipei Chino (Caso 5: -lognormal, todas las áreas incluidas); Japón (lognormal, ajustado a los tres períodos) y Sudáfrica (Poisson, sin cambios respecto a la aplicada en el caso base 1998). El ensayo 2 usaba las series de CPUE revisadas y actualizadas de todas las flotas. Estas son: Taipei Chino (Caso 4: Poisson, subárea 1 excluida); Japón (Poisson, tres períodos) y Sudáfrica (lognormal, sólo cebo y barcos congeladores) y Brasil-Taipei Chino (lognormal). Para calcular los coeficientes de variación (CV) sobre las estimaciones de cantidades de puntos biológicos de referencia se llevaron a cabo 500 “bootstraps” en los ensayos.

Las pruebas de sensibilidad implicaban la sustitución de la ecuación de crecimiento de Bard (1981) por la de Lee y Yeh (1993) y remplazar los índices de abundancia usados en el caso base con la serie de CPUE alternativa disponible por país presentados en la **Tabla 7**, excluyendo la serie sudafricana y también la serie Brasil-Taipei Chino. Además, para asegurarse de qué era lo que producía los cambios en los puntos de referencia biológicos estimados por ASPM en 2000 en comparación con años anteriores, se realizaron siete pruebas en las cuales los índices usados en 1998 fueron sistemáticamente sustituidos por las series de CPUE actualizadas de la **Tabla 7**.

Los resultados de dos ensayos en 2000, y los ensayos de sensibilidad, se presentan junto con los resultados del caso base de 1996, 1997 y 1998 en la **Tabla 8**. Conviene observar que las estimaciones de la abundancia absoluta son menos precisas que los expresados como una fracción de algún nivel de referencia (por ejemplo B_{RMS} ó K), y esto se refleja en las magnitudes de los CVs. El ajuste de los índices

a los ensayos se presentan en las **Figuras 16a y 16b**. En la **Figura 17** se comparan las estimaciones de la biomasa reproductora anual del stock del ASPM con las del VPA.

Los resultados del caso base para 1996 y 1997 señalaban niveles de stock inferiores al RMS, mientras que en 1998, los resultados del ASPM y de todos los ensayos realizados en esa evaluación (**Tabla 8**) indicaban niveles superiores al RMS. La biomasa actual se estima ser entre un 44% y un 170% superior al nivel necesario para el RMS. Los resultados del ensayo 1 (caso base) y ensayo 2, dan estimaciones puntuales de RMS de 30.300 t y 36.000 t respectivamente, y rendimientos actuales de reemplazo de 29.2000 t y 29.800 t respectivamente. Sin embargo, los CVs asociados a todas las estimaciones son amplios. Los resultados del caso base del ensayo 1 (caso base) se repiten cualitativamente en todos los ensayos de sensibilidad asociados al mismo, como también los resultados del ensayo 2. Sin embargo, los resultados de los ensayos son muy diferentes, ya que el ensayo 2 proporciona unos resultados más optimistas que los del ensayo 1 (caso base).

5.4 Análisis de población virtual

S Atlántico norte

El Grupo seleccionó un conjunto inicial de índices de abundancia para ajustar la evaluación del caso base, señalando que si en el curso de los análisis se producían conflictos entre índices o se hallaban tipos de residuos inaceptables, tendría tal vez que modificarse la selección. La selección inicial incluía los tres índices de curricán españoles y franceses para los peces de dos y tres años de edad (principales edades que son objetivo de dichas pesquerías) y tres índices de las pesquerías palangreras de Estados Unidos, Taipei Chino y Japón (**Tabla 6**). El índice de Taipei Chino ha sido sustancialmente revisado desde la evaluación de 1998 y actualmente concuerda más con las tendencias señaladas por el índice palangrero de Japón. Como resultado, el esquema sistemático en los residuos era menos marcado en la presente evaluación que en la de 1998, y se decidió no dividir el índice de Taipei Chino en periodos anteriores y posteriores, como se había hecho anteriormente. El Grupo decidió no usar los índices de la pesquería de barcos de cebo de España y Azores ya que eran muy variables y probablemente no reflejaban la abundancia de adultos.

Todos los análisis se hicieron con las especificaciones que se dan a continuación, a menos que se indique lo contrario. Se supuso un error de estructura lognormal en los índices de abundancia. La selectividad en función de la edad para cada índice se estimó en base a las capturas parciales usando el método propuesto por Butterworth y Geromont (ecuación 4, SCRS/98/54), excepto para los dos índices del curricán español que sólo reflejan la clase de edad 1. Se estimaron las tasas terminales (1999) de mortalidad por pesca para las edades 2-7 y la tasa de mortalidad por pesca de 1999 sobre la edad 1 se estableció en el 20% de la correspondiente a la edad 2. La ratio F (F de la edad más vieja dividida por F de la edad inmediatamente inferior) se fijó en 1.0 para todos los años. La tasa de mortalidad natural se fijó en 0.3. No se aplicó la relación stock-reclutamiento de Beverton Holt, pero la suma de esta limitación tuvo poca repercusión sobre la solución (igual que en 1998).

En la **Figura 18** se presentan los ajustes a los índices para el caso base (antes definido) y en la **Tabla 9** y **Figura 19** se dan las estimaciones de abundancia y de tasas de mortalidad. Se llevaron a cabo 500 “bootstraps” sobre los residuos para estimar la incertidumbre en las estimaciones que no estaban en la parte convergente de la matriz (**Figura 20**).

El Grupo había observado un esquema retrospectivo en los datos en su evaluación hecha en 1998 del atún blanco del Atlántico norte, y este año llevó a cabo un estudio similar. Se observó un esquema retrospectivo, principalmente para las edades 1-3 (**Figura 21**). Un posible esquema retrospectivo de atún blanco de edad 8+ fue considerado muy inferior al nivel de incertidumbre en las abundancias estimadas,

y por tanto, no se tomó en consideración. El Grupo realizó un ajuste del esquema retrospectivo para las edades 1-3 sustituyendo los valores de reclutamiento estimados de los tres últimos años con las estimaciones medias de 1987 a 1996. Después se hizo un VPA directo condicionado a las capturas observadas, para las cohortes sustituidas, con el fin de completar la matriz. Los valores “sustituidos” se usaron después para computar el actual nivel de F y los tipos de selectividad para su uso en los análisis de rendimiento por recluta y de rendimiento en equilibrio.

Ensayos de sensibilidad para el atún blanco del Atlántico norte

Se hizo un primer conjunto de ensayos de sensibilidad para ver los posibles cambios en las ratios de F (**Figura 22**). Esto se hizo permitiendo cambios interanuales en las ratios de F modeladas por medio de un paso aleatorio (con un lognormal anterior, con una media de 1 y suponiendo errores estándar a escala logarítmica, tal como describe Porch en el SCRS/98/64). El primer ensayo (caso 1-1) usaba un error estándar de 0.25; en este caso los valores recientes (desde 1985) de la ratio de F no diferían mucho de 1, mientras que valores más antiguos se estimaron en torno a 1.5. Un segundo ensayo (caso 1-2) permitía variaciones interanuales más altas (error estándar establecido en 0.5) y daba valores estimados más bajos a partir de 1984. Sin embargo, los resultados en cuanto a la actual situación del stock y en términos históricos, no diferían, en ambos casos, del caso base. No obstante, no existía razón biológica alguna para considerar que los valores de F para las edades 8+ deberían diferir sustancialmente de los valores de F a la edad 7. En consecuencia, el Grupo decidió mantener valores fijos (1.0) de ratios de F para el caso base.

El Grupo no llevó a cabo ensayos de sensibilidad con mortalidad natural variable. Se observó que podría tratarse de una cuestión importante, pero no se veía una alternativa razonable.

Se llevó a cabo otro conjunto de ensayos de sensibilidad para investigar la influencia de diferentes índices de ajuste. Se realizaron varias pruebas, con las mismas especificaciones del caso base, pero eliminando uno o varios índices de ajuste (en algunos casos se añadieron limitaciones adicionales a la F terminal con el fin de incrementar los grados de libertad). Los resultados pueden resumirse como sigue:

- El eliminar uno, dos o incluso todos los índices del palangre, tenía como resultado cambios muy escasos en las estimaciones de la mortalidad por pesca y de la abundancia (casos 2, 4-1, 4-2).
- Se llevaron a cabo otros ensayos que también rindieron resultados muy cercanos al caso base. En uno de ellos se eliminaron todos los índices de CPUE excepto la serie española de curricán (edad 2 y edad 3) (Caso 6). En el otro se mantuvieron todos los índices pero se eliminó la serie española de curricán (edad 2 y edad 3) (caso 9).
- Tan sólo dos de los ensayos daban resultados muy diferentes al caso base (**Figura 23**). Uno era un ensayo usando sólo la CPUE de edad 2 del curricán español (caso 11), y en el otro se usaba sólo la CPUE de edad 3 del curricán español (caso 12).
- Respecto al caso 11 (sólo edad 2 del curricán español), los resultados eran mucho más optimistas que los del caso base: valores mucho más bajos de la mortalidad por pesca de todas las edades, un reclutamiento reciente más alto (hasta 15 millones de reclutas) y una gran recuperación de la SSB en los últimos años.
- En cuanto al caso 12 (sólo edad 3 del curricán español), los resultados eran mucho más pesimistas que en el caso base: si bien F y N de la edad 1 eran similares a los obtenidos con el caso base, los valores de mortalidad por pesca eran sustancialmente más altos que en el caso base.

Debido a que en estos ensayos sólo se había usado un índice, los grados de libertad podían haber sido demasiado bajos. Así se añadió una restricción especificando mortalidades por pesca iguales para las edades 5, 6, 7 y 8+ en el año final. Los ensayos de “bootstrap” 11 y 12 conducen a estimaciones de CVs cercanos a los obtenidos con el caso base.

Las comparaciones de los ensayos 11 y 12 podrían llevar a la conclusión que las series de CPUE del curricán español presentan señales conflictivas, dependiendo de la edad considerada. Sin embargo, se llevó a cabo un ensayo adicional con todos los índices de CPUE excepto el del curricán español de la edad 3 (caso 7); el resultado fue muy similar al caso base. Si el curricán español para las edades 2 ó 3 da señales diferentes, se podría esperar que suprimiendo la edad 3 del curricán español (caso 7) del caso base se deberían obtener resultados similares al caso 11 (sólo edad 2 del curricán español). La similitud de los resultados del caso 7 y del caso base sugieren que la edad 3 del curricán español y las flotas de palangre facilitan señales coherentes. Esto se confirmó con el caso 9 antes mencionado: al eliminar la flota española de curricán (las dos edades, 2 y 3), los resultados se aproximan mucho al caso base (la influencia de la flota francesa de curricán es escasa, debido a la brevedad del uso de ambas).

Finamente, se sugirió que los dos grupos de CPUE podían dar señales conflictivas:

- Por una parte, la edad 2 del curricán español.
- Por otra parte, la edad 3 del curricán español y las flotas de palangre.

El Grupo de Trabajo no halló base alguna para rechazar uno de los índices y no llegó a resolver la incoherencia existente entre algunos de ellos. Pero se sugirió que este conflicto aparente entre las series de CPUE del curricán español podría estar relacionado con el comportamiento de los peces, por ejemplo, la formación de cardúmenes por talla o por preferencias en cuanto a temperatura. Estas características podrían acarrear, por medio de un efecto de “exclusión”, una correlación negativa a pequeña escala entre la captura de la edad 2 y la edad 3 de esta flota. Se recordó así mismo que sería conveniente tener información sobre CPUE de otras flotas de superficie, aparte del curricán español, ya que ello contribuiría a esclarecer lo que está ocurriendo en las primeras clases de edad de la pesquería de atún blanco del norte. En esencia, el modelo resuelve que estos diferentes esquemas de abundancia entre el atún blanco de edad 2 y edad 3 son la mortalidad por pesca resultante de la captura de atún blanco de edad 2 durante todos estos años.

S *Atlántico sur*

Las especificaciones del modelo para el atún blanco del Atlántico sur se establecieron de la misma forma que para el caso del norte, si bien, se aplicó la relación stock- reclutamiento de Beverton Holt en todos los años con el fin de contribuir a estabilizar la solución, ya que de otro modo, el modelo daba estimaciones altas, poco realistas, de la mortalidad por pesca en el último año. Se usaron los tres mismos índices de abundancia del ensayo 1 ASPM (caso base): palangre japonés, palangre de Taipei Chino y barcos de cebo sudafricanos. En general, los parámetros de F terminal aparecían mal estimados; algunos estaban muy correlacionados y los CVs estimados para las edades 5, 6 y 7 eran del orden del 100 por cien. Además, el modelo daba un malajuste al índice de Taipei Chino en dos períodos (**Tabla 10** y **Figura 24**), y presentaba un fuerte esquema retrospectivo para las edades 7 y 8 (**Figura 25**). Por estas razones, el Grupo de Trabajo manifestó su escasa confianza en los resultados relativos al periodo más reciente. En consecuencia, se decidió sustituir las tres últimas estimaciones de reclutamiento por la media de 1987-1996 y las matrices completadas por medio de un VPA directo condicionado a las capturas observadas (como se hizo respecto al stock norte). Además, las selectividades usadas para computar las estadísticas de equilibrio se obtuvieron partiendo de una media geométrica de las tasas de mortalidad por pesca del período 1994-1996 (en lugar de usar las últimas estimaciones para los grupos de edades superiores que son insatisfactorias). (**Figura 26**). El Grupo de Trabajo no tuvo tiempo de llevar a cabo y examinar otros análisis, pero recomendó que se hiciese antes de la próxima evaluación.

6 Respuesta a la Recomendación de la Comisión en 1999

Sobre posibles medidas de ordenación para el atún blanco del norte y “llevar a cabo una evaluación de la capacidad pesqueras de las diferentes flotas/artes que participan en la pesquería con el fin de establecer una correspondencia del esfuerzo pesquero efectivo”.

6.1 Presentación del problema

En su reunión de 1999, la Comisión hizo una recomendación sobre “posibles medidas de ordenación para el atún blanco del norte”. En esta recomendación, la Comisión solicita al SCRS (párrafo 2 de la recomendación): “.... que lleve a cabo una evaluación de la capacidad pesquera de las diferentes flotas/artes que participan en la pesquería, con el fin de establecer una correspondencia del esfuerzo pesquero efectivo, tomando como referencia el periodo 1993-1995. [...] En el caso de que sigan faltando datos, el SCRS debería hacer una estimación de dichos datos en base a los ya disponibles.”

Respecto al párrafo 1 de la recomendación, se debe prestar especial atención a la capacidad pesquera calculada por el número de barcos.

En el párrafo 3 de la recomendación, la Comisión solicita que:

“En el caso de que el SCRS no pueda establecer una correspondencia del esfuerzo pesquero efectivo entre artes, o bien, si en opinión del SCRS las medidas de ordenación existentes son insuficientes para limitar la mortalidad por pesca, sugiera cualquier otra medida de ordenación adecuada, incluyendo varios escenarios posibles de recuperación del stock, según convenga, teniendo en cuenta la opinión científica acerca del stock en ese momento.”

En opinión del Grupo de Trabajo, lo requerido por el SCRS podría dividirse en dos cuestiones:

- Evaluar la eficacia relativa de diferentes flotas durante el período de referencia. 1993-1995.
- En el caso de cada una de las flotas, evaluar la importancia del número de barcos como aproximación a la mortalidad por pesca considerando, en particular, las tendencias temporales.

El documento SCRS/00/107, presentado al Grupo de Trabajo, estaba relacionado con esta cuestión. En dicho documento se trataba de estudiar las posibles tendencias en la eficacia de cada una de las flotas en el tiempo, en lugar de evaluar la eficacia relativa de diferentes flotas en un momento determinado. El análisis se basaba en la evaluación de 1998. El factor capturabilidad se computaba en relación con el esfuerzo de la Tarea II, en lugar de hacerlo simplemente con el número de barcos. Al estimar un sólo valor de capturabilidad para cada flota y para el conjunto del período, se producían errores estándar muy altos en las estimaciones de la capturabilidad. En el caso de algunas de las flotas, se podría hacer un estudio de las posibles tendencias temporales de dicho factor; los resultados de este análisis sugerían que en el período 1975-1997, cada una de las flotas podía haber experimentado importantes cambios en relación con el factor de capturabilidad. El Grupo de Trabajo señaló que los errores estándar tanto en las estimaciones de la capturabilidad como en los cambios experimentados en este factor en el tiempo, hubiesen sido más importantes si el número de barcos se hubiese aplicado como medida del esfuerzo de pesca en lugar del esfuerzo de la Tarea II.

6.2 Comparación de la eficacia de las diferentes flotas

El impacto de la pesca sobre el stock se mide por la mortalidad por pesca. En cada flota, la media (93-95) del vector parcial de mortalidad por pesca puede considerarse como una medida adecuada del impacto

de la actividad de esta flota en dicho período. Debido a las múltiples facetas de la mortalidad por pesca, es difícil hallar un único método para comparar los vectores parciales de mortalidad por pesca de las diferentes flotas. En otras palabras, la pregunta de cómo se debe comparar un valor dado de mortalidad por pesca de una edad determinada con otro valor de mortalidad por pesca de otra edad, podría tener diferentes respuestas, según el criterio aplicado. Para poder comparar diferentes vectores de mortalidad por pesca, es necesario tener una “moneda común” para transformar de forma adecuada un vector en número. Los posibles criterios a aplicar son: el impacto en términos de rendimiento en equilibrio, impacto en términos de biomasa reproductora, impacto en términos de potencial de reproducción, impacto en términos de número de peces capturados en relación con el número total de los mismos, etc.

El Grupo de Trabajo no podía dar una respuesta sencilla. Se pueden contemplar muchos criterios que llevarían a diferentes resultados; así, la elección de un criterio sería subjetiva y arbitraria.

6.3 Número de barcos y esfuerzo efectivo de pesca

Otra de las cuestiones es la de considerar, para una flota dada, si el número de barcos es una medida del esfuerzo efectivo de pesca o de la mortalidad por pesca. La búsqueda de una combinación adecuada de factores técnicos bien elegidos destinados a establecer una medida pertinente del esfuerzo efectivo de pesca, es una de las cuestiones básicas de la biología pesquera, en especial en lo que se refiere al análisis de CPUE y a la evaluación de stocks. Este tipo de factores podría incluir el número de barcos, pero también la duración de la pesca, la dimensión del arte, área de pesca, profundidad del lance, especie objetivo, empleo de dispositivos de detección, competencia o colaboración entre barcos, interacción con el comportamiento de los peces, etc.

Si bien el número de barcos contribuye, obviamente, a la definición del esfuerzo efectivo de pesca de una flota, el Grupo de Trabajo consideró que se trata de una medida demasiado simple para captar la auténtica importancia del esfuerzo efectivo de pesca. Si bien los datos de esfuerzo de la Tarea II constituyen una medida más satisfactoria del mismo que el número de barcos, el documento SCRS/00/107 parece mostrar que sigue habiendo importantes tendencias en la capturabilidad, debido a factores no tenidos en cuenta en la medida del esfuerzo de pesca al uso.

6.4 Conclusiones

El Grupo de Trabajo llegó a las siguientes conclusiones:

- 1 Es posible establecer una comparación directa de la mortalidad por pesca parcial entre flotas, si bien todavía no se ha definido una “moneda común” con la cual comparar los resultados obtenidos. El Grupo consideró que la definición de dicha “moneda común” es algo muy subjetivo ya que se pueden contemplar múltiples posibilidades.
- 2 Por razones de tipo general, y también haciendo referencia a los análisis realizados en el documento SCRS/00/107, el número de barcos no es proporcional a la mortalidad por pesca de este stock. En consecuencia, la limitación del número de barcos probablemente no resultará una medida suficiente para limitar la mortalidad por pesca.
- 3 La limitación del esfuerzo basad en unidades de esfuerzo más que en el número de barcos es algo posible, en teoría, aunque el Grupo señaló que muchos países no facilitan los datos necesarios para realizar este análisis. Por lo tanto, desde un punto de vista global, el Grupo de Trabajo consideró que la limitación de la captura es un medio más eficaz de limitar la mortalidad por pesca que el número de barcos.

7 Perspectiva

Se hicieron análisis de rendimiento en equilibrio combinando computaciones de rendimiento por recluta, biomasa reproductora por recluta y la relación estimada stock-reclutamiento, como sigue. La relación stock-reclutamiento de Beverton-Holt es:

$$R = \frac{\hat{a}S}{\hat{a} + S}$$

y puede resolverse con biomasa, S , como función de la biomasa reproductora por recluta (S/R) y los parámetros de stock-reclutamiento:

$$S = \hat{a} (S/R) - \hat{a}$$

A la computación de los valores de equilibrio esperados de las cantidades de interés, condicionada a un nivel dado de mortalidad por pesca, F , se procede computando en primer lugar los valores en equilibrio del rendimiento por recluta $(Y/R)_F$ y la biomasa reproductora por recluta $(S/R)_F$ asociada con dicha F . Entonces, la biomasa en equilibrio, el reclutamiento y el rendimiento se dan como sigue:

$$S_F = \hat{a} (S/R)_F - \hat{a}$$

$$R_F = \frac{S_F}{(S/R)_F} \quad y$$

$$Y_F = R_F (Y/R)_F$$

Esencialmente, las computaciones arriba consignadas son iguales a las realizadas con modelos de producción estructurados por edad. Por ejemplo, RSM se da como el valor máximo global Y_F de F , y Brms se representa por el nivel asociado de S_F .

La relación stock-reclutamiento se estimó por medio de una regresión no lineal del número de reclutas de edad 1 comparado con la biomasa del stock reproductor a mediados de año (excluyendo los tres últimos años que están mal estimados). Los pesos de mediados de año para las edades 1 a 7 usados para computar la biomasa del stock reproductor y Y/R se basaban en las capturas de 1999. El peso a mediados de año del grupo plus se calculó partiendo de la curva de rendimiento (Bard, 1981) usando la edad esperada a mediados de año del grupo plus (A) en equilibrio con una F dada:

$$A = 8 + \frac{e^{-z}}{1 - e^{-z}} + 0.5$$

Respecto al atún blanco del norte, la selectividad por edad se estableció en la nueva escala de valores medios geométricos de la mortalidad por pesca por edad de 1996-1998 (el último año fue excluido porque en opinión del Comité los valores de dicho año no estaban bien estimados), y el actual nivel de mortalidad por pesca se estableció en el valor medio geométrico de 1996-1998 correspondiente a la clase de edad cuya selectividad era mayor (en este caso la edad 2). En el caso del stock del sur se siguió un procedimiento similar, si bien se tomó la media geométrica de 1994-1996 (debido al fuerte esquema retrospectivo observado) y la clase de edad de mayor selectividad era la edad 4. Para ambos stocks, la media geométrica se computó tras remplazar las tres últimas cohortes (véase el apartado sobre VPA).

Las estimaciones de varias estadísticas pertinentes de los ensayos del caso base VPA para los stocks del norte y el sur, son como sigue:

	Atlántico norte	Atlántico sur
B ₉₉ (SSB ₉₉)	29.000 [23.000 - 35.000]	41.000 [31.000 - 51.000]
B _{RMS} (SSB _{RMS})	42.300 [40.400 - 44.000]	14.000 [3.000 - 33.700]
Rendimiento actual (1999)	34.557	27.293
Rendimiento máximo sostenible	32.600[32.400-33,100] ¹	30,300
Reemplazo (2000)actual	-	29,200[11,900-32,100] ²
Selectividad	43, 1.0, .71, .23, .17, .19, .37, .37, .04, .21, .57, 1.0, .57, .45, .55, .55	
B ₁₉₉₉ /B _{msy}	0.68 [0.52-0.86] ¹	1.59[0.71-2.0] ²
F _{0.1}	0.45 [0.41 - 0.49]	0.48[0.47 - 0.49]
F _{max}	0.80 [0.73 - 0.84]	1.3 [1.2 - 1.4]
F _{30%spr}	0.34 [0.31 - 0.36]	0.31 [0.30 - 0.32]
F _{40%SPR}	0.26 [0.24 - 0.27]	0.23 [0.22 - 0.24]
F _{rms}	0.51 [0.47 - 0.55]	0.76 [0.44 - 1.4]
F _{99*}	0.57 [0.52 - 0.60]	0.41 [0.34 - 0.43]
Beverton-Holt-Alpha		
(Recluta/tonelada)	11,387,737	7,937,000
Beverton-Holt Beta (tonelada)	6,918	818
SSB Virgen	278,000	196,000

F₉₉* (F actual) Media Geométrica Atlántico Norte 1996 - 1998
Media Geométrica Atlántico Sur 1994 - 1996

Las proyecciones “bootstrap” a corto plazo se hicieron sólo para el stock norte con las mismas especificaciones de las computaciones en equilibrio, pero la edad a mediados de año del grupo plus se computó con la siguiente fórmula de transición:

$$A_{y+1} = \frac{(1 + A_y) N_{8,y} e^{-z_{8,y}} + 8N_{7,y} e^{-z_{7,y}}}{N_{8,y} e^{-z_{8,y}} + N_{7,y} e^{-z_{7,y}}} + 0.5$$

Esta fórmula producirá eventualmente la misma edad media para un F dada como la anterior ecuación de equilibrio (una vez que las proyecciones hayan tenido tiempo de estabilizarse). Los reclutamientos en los tres últimos años fueron substituidos por la media de las estimaciones del periodo 1987-1996 (8.778.883), pero se permitió que los reclutamientos futuros fluctuasen en torno a la cifra de 8.778.883 generando residuos de forma aleatoria de acuerdo con una distribución normal con una desviación estándar igual a la de las estimaciones de 1987-1999 (1.055.266). La tasa de mortalidad por pesca en el primer año de la proyección (2000) se estableció a los niveles actualmente estimados (tomados de la media geométrica de 1996-1998 tal como se describe más arriba). La tasa de mortalidad por pesca en años subsiguientes fue calculada con el fin de conseguir los niveles supuestos de la captura total (20, 28, 31, 34.5 y 40 miles de toneladas métricas).

S Atlántico norte

La **Figura 27** presenta el rendimiento por recluta en equilibrio y el rendimiento en equilibrio representado en contraste con la mortalidad por pesca para el caso base ADAPT. En todos los casos, el eje F ha sido puesto de nuevo a escala de los multiplicadores del actual nivel (1996-1998) para los análisis

correspondientes. En términos de análisis de rendimiento por recluta, el modelo estima que F es inferior a F_{MAX} . Por tanto, el análisis indica que el stock norte no está sufriendo sobrepesca de crecimiento.

En términos de rendimiento en equilibrio, el modelo estima que la F actual es ligeramente superior a F_{RMS} . Esto resulta preocupante y tiene implicaciones obvias, teniendo en cuenta el énfasis que ICCAT pone en el RMS. Sin embargo, el Grupo de Trabajo observó así mismo que desde hace casi dos décadas el reclutamiento estimado ha oscilado sin tendencia aparente. Por ejemplo, si la relación stock-reclutamiento se supone “plana” a todos los niveles de biomasa, en ese caso F_{RMS} se daría en el punto donde el rendimiento por recluta es máximo (es decir, $F_{RMS} = F_{MAX}$ cuando el reclutamiento se supone constante). Debido a que la F actual se estima como ligeramente inferior a F_{MAX} , este diferente supuesto sobre el reclutamiento induciría a concluir que el recurso estaba siendo explotado al máximo con respecto a F_{RMS} . El Grupo no halló una base para decidir la razón de que un supuesto acerca del reclutamiento fuese más defendible desde el punto de vista científico que otro, si bien observó que suponer que el reclutamiento es independiente del tamaño del stock no es un enfoque prudente.

Las proyecciones indican que hay una posibilidad del cincuenta por ciento de que el actual nivel de captura no producirá cambios apreciables en la biomasa reproductora en un futuro próximo (**Figura 28**). Existen sin embargo, grandes incógnitas en las proyecciones, que se deben sobre todo al hecho que los reclutamientos recientes y las tasas de mortalidad por pesca de los peces pequeños están mal estimadas por VPA. Estos grupos de edad constituyen la mayor parte de la captura, por lo que la posibilidad de que el stock esté sufriendo sobrepesca con respecto al RMS no debe descartarse. En consecuencia, sería prudente evitar que la mortalidad por pesca sobrepase los niveles actuales.

Se expresó preocupación acerca de que la actual estimación del RMS (32.600 t) podría ser demasiado baja, teniendo en cuenta que las capturas históricas de las dos décadas anteriores al período aplicado en el análisis ADAPT (1975-1999) eran superiores a 40.000 t, mucho más altas incluso que el límite de confianza superior del RMS estimado (33.100 t). Parte de este cambio podría deberse al hecho que la selectividad se ha desplazado hacia peces más jóvenes, con el descenso en las capturas de atún blanco de las flotas palangreras, lo cual tiene como resultado un uso menos eficaz del recurso en términos de rendimiento por recluta. Sin embargo, por sí sólo esto no puede explicar cómo han podido mantenerse unas capturas históricas tan altas, teniendo en cuenta que la captura de la flota de superficie (cuyo objetivo son peces más jóvenes) en los primeros años también estaba próxima al RMS estimado. Podría ser que la causa fuesen cambios en la distribución de la pesquería en relación con la distribución del stock, pero el Grupo de Trabajo no tenía base alguna para hacer una evaluación cuantitativa a este respecto. También podría ser que la tasa de mortalidad natural de los peces jóvenes sea superior a la supuesta en el modelo, con lo cual el modelo podría subestimar el reclutamiento y en consecuencia, también el RMS. Sin embargo, parece poco probable que la tasa de mortalidad natural del grupo plus llegue incluso 0.3, ya que los pesos medios del grupo plus observados en el pasado no podían alcanzarse con valores de M tan altos, incluso sin pesca. El Grupo no encontró alternativas a $M = 0.3$ con una base razonable, por lo que no podía recomendar ningún análisis de sensibilidad adecuado. Por tanto, en opinión del Grupo de Trabajo, las estimaciones de RMS son mucho más dudosas de lo que indican los intervalos de confianza del “bootstrap” debido a un cierto número de factores que no podían ser resueltos de forma adecuada con los datos disponibles.

En su reunión de 1998, el Grupo recomendó que se hiciese un intento de utilizar métodos de evaluación de stock que hiciesen un mejor uso de los datos históricos, teniendo al propio tiempo en cuenta que su precisión era relativa. Esta información histórica podría contribuir a resolver cuestiones sobre el stock y el reclutamiento. Desafortunadamente, no fue posible llevarlo a cabo durante la sesión en curso, pero el Grupo de Trabajo reiteró su recomendación al respecto.

Las estimaciones del RMS con los modelos ASPM (30.274 t) y ADAPT (35.400 t) eran similares, y ambos modelos estimaban que la actual mortalidad por pesca es un 50% inferior al F_{RMS} (**Tabla 11**). Las estimaciones de la biomasa del stock reproductor de ambos modelos muestran un sustancial descenso desde finales de los años 80, con ciertos indicios de que este descenso se ha detenido en los últimos años (**Figura 17**). El análisis ADAPT señala que la biomasa reproductora en los años 70 era similar a la actual, sin embargo, el análisis ASPM, que emplea datos históricos de hasta los años 50, sugiere que era mucho más alta y que ha ido en descenso paulatino a lo largo de la serie temporal.

Hay grandes incertidumbres respecto a la actual evaluación de este stock, igual que respecto a anteriores evaluaciones. La presente evaluación indica que el stock no sufre sobrepesca, debido en parte a un reciente descenso en los desembarques y en parte a cambios en los datos de entrada de la abundancia relativa. Pero el Grupo de Trabajo no podía descartar la posibilidad de que la actual mortalidad por pesca esté siendo subestimada, hasta estar más seguro de que la abundancia relativa y la captura estén siendo medidas de forma adecuada. Basándose en la actual evaluación, el nivel reciente (1997-1999) de los desembarques de atún blanco del sur parecen ser sostenibles.

Respecto al stock norte, el Grupo recomendó que se busquen métodos que hagan un mejor uso de los datos históricos, además de los modelos de producción estructurados por edad. Además, el Grupo insistió en su recomendación de que se examinen en profundidad los diagnósticos en la estandarización del índice.

8 Recomendaciones

El Grupo examinó las recomendaciones formuladas en la reunión del SCRS en 1998. Se observó que se habían cumplido varias de las recomendaciones urgentes a corto plazo, relacionadas con el stock de atún blanco del sur, en particular las referentes a la mejora de los aspectos básicos para una adecuada evaluación. Se mantuvieron muchas recomendaciones sobre tareas y objetivos a cumplir a largo plazo. En consecuencia, el Grupo hizo las siguientes recomendaciones:

8.1 Estadísticas

- 1 Dado que hay una falta general de información y de datos de las pesquerías de atún blanco del Mediterráneo, en particular para los años recientes, se recomienda que las futuras reuniones conjuntas CGPM/ICCAT consideren, como tarea prioritaria, la compilación de estadísticas de pesquería de atún blanco en el Mar Mediterráneo.
- 2 Se observó que se ha producido una mejora sustancial en las estadísticas de varios países, respecto a las pesquerías de atún blanco, tanto del norte como del sur. Es preciso que todos cuantos toman parte en las pesquerías de atún blanco realicen esfuerzos para aumentar o mantener sistemas adecuados de recogida y procesamiento de estadísticas básicas.
- 3 Se observó que algunas de las principales pesquerías de atún blanco del norte siguen sin comunicar datos de esfuerzo de la Tarea II. Se recomienda con insistencia que se recopilen dichos datos.
- 4 Se observó que no se comunican los datos de captura por talla de la Tarea II de algunas pesquerías de atún blanco del sur. El Grupo de Trabajo recomienda que se presente toda la información disponible y que se hagan nuevos esfuerzos para incrementar la recopilación de datos.

8.2 Investigación

- 1 Se ha progresado en la aplicación de análisis de frecuencia de tallas para el stock del sur, pero es necesario seguir investigando para obtener estimaciones fiables y validadas del crecimiento. Se recomienda hacer un esfuerzo en la investigación sobre la composición por edad basada en el análisis de la frecuencia de tallas.
- 2 Deberían compararse los criterios empleados para la lectura de los radios de la espina dorsal del atún blanco del norte y del sur. Se recomienda encarecidamente el intercambio de muestras de ambos stocks. Recientemente, el empleo de otolitos para la determinación de la edad del atún blanco del Pacífico se reveló como un enfoque alternativo. Se debería investigar la posible utilización de estas estructuras para la lectura de la edad.
- 3 Debería llevarse a cabo la validación de la edad y crecimiento y edad a la primera madurez para los stocks norte y sur. Deben hacerse esfuerzos para efectuar muestreo biológico de atunes blancos grandes (adultos), para obtener información sobre la talla de madurez y sex ratio para los stocks norte y sur.
- 4 La aplicación preliminar de metodología genética al atún blanco del Atlántico norte, Atlántico sur, Mediterráneo y Océano Indico, ha aportado resultados prometedores; deberían hacerse nuevos esfuerzos para incrementar el tamaño y la cobertura espacial de las muestras en todo el Atlántico y Océano Indico este, con el fin de validar la estructura de stock supuesta por el SCRS.
- 5 Los supuestos establecidos en el curso de los procedimientos de estandarización sobre la distribución estadística de los conjuntos de datos, deberán ser coherentes con los datos disponibles. También sería conveniente examinar las propiedades de los diferentes métodos de estandarización (tales como los Modelos Generalizados, Lineales Generalizados y Complementarios) y emitir diagnósticos.
- 6 Se manifestó inquietud por la falta de CPUE estandarizada de las principales pesquerías del stock norte. El Grupo de Trabajo recomienda que se desarrollen índices de abundancia para todas las flotas de superficie cuyo objetivo es el atún blanco del stock del Atlántico norte.
- 7 Hay un alto grado de incertidumbre asociado a los modelos de evaluación. En parte, puede atribuirse a la falta de estimaciones precisas de la mortalidad natural. El Grupo de Trabajo recomienda que se lleve a cabo un amplio programa de marcado en el Atlántico norte.
- 8 Se ha observado un continuo cambio de tendencia en los índices de CPUE del Atlántico sur desde el análisis de 1997. Esto tiene una gran repercusión sobre el análisis de stock hecho en 2000, lo cual preocupa al Grupo de Trabajo. Se recomienda con interés que los análisis de todos los índices del Atlántico sur usados en la evaluación sean examinados con espíritu crítico.
- 9 De acuerdo con los resultados obtenidos sobre la posible relación entre la dinámica del atún blanco del Atlántico norte y los indicadores de cambios climatológicos, se recomienda con interés que se continúe llevando a cabo este tipo de análisis. El SCRS debería considerar la conveniencia de analizar los cambios climáticos y oceanográficos globales, y esto como rutina. Se sugiere además que se inicie una tarea similar sobre el atún blanco del sur.
- 10 Resultaría de utilidad llevar a cabo estudios sobre el comportamiento del atún blanco en relación con la temperatura del agua en superficie (SST) por medio de marcas electrónicas (archivo), para conocer mejor el impacto del medio ambiente sobre la distribución anual del recurso.

8.3 Ordenación

S *Stock del Atlántico norte*

Si la Comisión desea mantener una biomasa del stock reproductor estable en el próximo futuro, en ese caso el Comité recomienda que la captura no sobrepase el actual nivel de captura (34.500t) en el período 2001-2002.

Como alternativa, si la Comisión desea que la biomasa del stock reproductor inicie el ascenso hacia el nivel estimado como necesario para el Rms, las capturas en 2001 y 2002 no deberían exceder las 31.000 t.

S *Stock del Atlántico sur*

Si la Comisión desea mantener una biomasa del stock reproductor estable en el próximo futuro, en ese caso el Comité recomienda que la captura no sobrepase el rendimiento de reemplazo estimado (29.200 t) en el período 2001-2002.

S *Mediterráneo*

No se hicieron recomendaciones respecto al stock del Mediterráneo.

9 Implicaciones de ordenación

Atlántico norte y Mediterráneo

En 1998, la Comisión recomendó que las Partes Contratantes, entidades y entidades pesqueras que pescan atún blanco del norte, limiten el número de barcos a la media del período 1993-1995. El Comité no puede evaluar si esta recomendación ha tenido o no una repercusión sobre el stock. Sin embargo, señaló que una limitación del número de barcos podría resultar ineficaz para este stock y que, por lo tanto, la limitación de la captura sería un medio mucho más adecuado desde el punto de vista práctico.

Atlántico sur

En su recomendación de 1998 sobre “Revisión, implementación y distribución del límite de captura de atún blanco del sur”, la Comisión pedía que los cuatro participantes activos en la pesquería comunicasen sus capturas a Sudáfrica cada dos meses y que, a su vez, Sudáfrica informase a la Secretaría cuando se hubiesen alcanzado los límites predeterminados. Este sistema no funciona, ya que a excepción de Taipei Chino, estos participantes no han presentado con puntualidad sus informes bimestrales de captura a Sudáfrica en el período 1999-2000. Si bien el límite de captura establecido para 1999, de 28.000 t no se alcanzó, las flotas pesqueras en el Atlántico sur tienen suficiente capacidad para sobrepasar el límite recomendado. En consecuencia, el Comité recomienda que la Comisión tome las medidas necesarias para asegurar que se adopten los sistemas de seguimiento mencionados en su recomendación de 1998.

10 Referencias

- ANON., 1996. Report of the Final Meeting of the ICCAT Albacore Research Programme. ICCAT Colecc. Vol. Sci. Papers, XLIII.
- BUTTERWORTH, D.S. and H.F. Geromont, 1998. Some aspects of ADAPT VPA as applied to North Atlantic bluefin tuna. SCRS/98/54.
- GAUTHIEZ, F. (1997): Structuration spatiale des populations de poissons marins démersaux. Caractérisation, conséquences biométriques et halieutiques. Thèse de doctorat. Université Claude Bernard Lyon 1.
- GOURIÉOUX, C. & A. Monfort (1989): Statistique et modèles économétriques. Vol. 1: notions générales, estimation, prévision, algorithmes. 565 pages. Economica, Paris.
- GOURIÉOUX, C., A. Monfort & A. Trognon (1984): "Pseudo-maximum likelihood methods: theory". *Econometrica* 52: 681-700.
- LEE, L.K. & S.Y. Yeh, 1993. Studies on the age and growth of South Atlantic albacore (*Thunnus alalunga*) specimens collected from Chinese Taipei longliners . ICCAçt Col.Vol.Sci.Papers, X (2): 354-360.
- MC CULLAGH, P. & J. A. Nelder, 1989: Generalized linear models. Second Edition. London: Chapman and Hall.
- MYERS, R. A. & P. Pepin, 1990: "The robustness of lognormal-based estimators of abundance". *Biometrics* 46: 1185-1192.
- NISHIDA et al. 1994. Estimate of catch rate of Japanese longline fisheries for southern bluefin tuna (*Thunnus macoyii*). SBFWS/94/11. The document submitted the trilateral meeting for southern bluefin tuna.
- O'BRIEN, C., L. Kell, 1996. The use of generalized linear models for the modelling of catch-effort series. I. Theory. ICCAT Col.Doc.Sci., SCRS/96/173.
- PORCH, C.E., 1998. A Bayesian VPA randomly walking parameters. SCRS/98/64.
- WEDDERBURN, R. W. M. (1974): "Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss-Newton method". *Biometrika* 61 (3): 439-447.

ALB-Table 1. Estimated catches (reported and carried over) of albacore in MT 1950-1999, by major gear, area and flag.

FLAG	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
TOTAL	39623	34149	32397	30117	39979	31424	40921	42847	53495	54627	62967	53272	77226	77460	90353	90732	75030	74950	71863	76479	70308	82941	83330	75686	72489	59555
NORTH ATL.	39623	34149	32397	30117	39979	31424	40900	42122	52448	49912	52492	42507	58255	60075	64354	60387	47234	58567	45675	47286	46155	57556	49450	46973	52286	41448
BAITBOAT	0	0	0	3875	7250	3125	5500	11959	17558	18517	18139	21120	21469	20739	20428	20112	16757	18349	13936	14569	14388	15677	8196	10133	16678	19247
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	0	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	3875	7250	3125	5500	5000	8625	7250	8125	12593	13145	13334	13169	15099	12963	13716	11617	12359	12481	13894	7287	8172	14899	17629
EC-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	6959	8633	10697	9414	7927	7704	6435	6759	4183	3454	3893	2209	1710	1707	1483	475	1074	550	707
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	300	570	600	600	620	970	500	830	340	740	110	500	200	300	434	887	1229	911
VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TROLLING	39623	34149	32397	13050	19091	13679	18648	30028	33945	30796	33072	20907	30943	24625	28058	25544	22791	30669	23993	17923	15706	24029	26517	18712	20958	9491
EC-ESPANA	24943	19446	18177	13050	19091	13679	18648	16923	25299	22572	22889	11742	18354	14821	15331	14179	12832	19029	12963	10248	11250	16302	17834	12927	13083	4532
EC-FRANCE	14680	14703	14220	0	0	0	0	13105	8646	8224	10183	9165	12589	9804	12727	11365	9959	11640	11030	7675	4456	7727	8683	5785	7875	4959
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
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	0
OTH SURF	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CANADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CHINESE TAIPE	0	0	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	0	0	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-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-UK	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NORWAY	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ST.LUCIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
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	0
U.S.S.R	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UK-BERMUDA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LONGLINE	0	0	0	0	0	0	2	135	945	599	1281	480	5843	14711	15868	14731	7686	9549	7746	14794	16061	17850	14727	18128	14637	12710
CANADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CHINESE TAIPE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17	18	103	114	204	761	1907	2352	4675	2871	4410	9501	9538	8130
CUBA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	118	151	91	345	81	0	0	36	0	0	87
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	0
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
GRENADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
JAPAN	0	0	0	0	0	0	2	135	945	599	1131	380	5716	14633	15713	14325	5860	4771	3306	4717	5875	6472	1319	1467	2059	1331
KOREA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	52	174	1471	3926	1588	6844	5011	7707	7922	4794	2823	2843
PANAMA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	240	2366	217	226
PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TRINIDAD & TOI	0	0	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	0
VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	150	100	110	60	0	0	0	0	600	800	500	800	800	0	0	93

ALB-Table 1. Estimated catches (reported and carried over) of albacore in MT 1950-1999, by major gear, area and flag.

[illegible]

ALB-Table 1. Estimated catches (reported and carried over) of albacore in MT 1950-1999, by major gear, area and flag.

FLAG	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
TOTAL	77346	76099	73806	74826	62136	60071	73616	67643	59842	76051	88553	82738	68048	63340	67167	56726	71198	73307	71229	67726	60385	59176	58683	64189
NORTH ATL.	57326	53821	50047	51365	38706	34531	42672	51490	41829	40825	47553	38115	33878	32059	36557	27933	30809	38701	35032	38294	28777	28663	25380	34557
BAITBOAT	20402	15559	11958	15764	16170	13410	15857	21108	8305	12589	15202	18756	16752	15374	18625	8985	12449	15646	11967	16411	11337	9820	7562	8781
CAP-VERT	0	0	0	0	0	0	0	10	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-ESPAÑA	18677	14864	11273	15398	15743	12578	15342	18958	7405	11777	14620	18196	16581	14918	15442	8267	10815	12277	11041	9953	9639	9400	7346	8449
EC-FRANCE	1115	633	600	220	355	392	160	199	10	100	130	130	0	290	0	0	0	0	0	0	76	27	140	51
EC-PORTUGAL	610	62	85	146	72	440	305	1778	762	632	450	430	171	166	3182	700	1622	3369	926	6458	1622	393	76	281
VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	50	163	118	80	2	0	0	0	1	18	12	0	0	0	0	0	0	0
TROLLING	13918	17391	23931	23332	13059	10778	12831	12788	11029	10654	10847	11457	11329	10554	10350	8959	7348	6109	5959	10226	6652	7870	5894	6833
EC-ESPANA	8233	10291	14131	14232	9459	8241	10136	10596	8242	8894	9767	10010	10966	10479	10342	8955	7347	6094	5952	10225	6649	7864	5834	6829
EC-FRANCE	5685	7100	9800	9100	3600	2537	2695	2192	2787	1760	1070	1441	359	70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	54	4
USA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	6	4	5	8	4	1	15	7	1	3	6	6	0
OTH SURF	0	2	0	62	24	516	778	695	2786	167	273	344	1091	1663	3866	4216	5305	7505	7778	3832	3599	4054	6815	7860
CANADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	22	0	0	0	0	0	1	10	4	3	12
CHINESE TAIPE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1354	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	0	0	0	37	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
EC-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	88	753	1450	2268	3660	4465	4587	3967	2400	2048	1717	2393	2868
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	40	60	451	1946	2534	918	874	1913	3639	4764
EC-PORTUGAL	0	0	0	3	7	2	16	0	13	25	48	3	13	3	3	7	16	16	48	12	10	2	12	4
EC-UK	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	59	499	613	196	49	33	33	33
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
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
USA	0	2	0	0	17	463	682	331	2181	83	203	253	228	176	200	268	175	228	338	26	345	384	642	122
U.S.S.R	0	0	0	59	0	51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UK-BERMUDA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	2	2
VENEZUELA	0	0	0	0	0	0	80	364	555	59	22	0	97	12	1	221	139	228	278	278	263	0	91	55
LONGLINE	23006	20869	14157	12207	9451	9819	13206	16863	19709	17413	21231	7296	3013	2228	2683	5304	3100	7659	7195	4776	4617	4042	3872	6721
CANADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	21	47	0	6	5	1	9	32	11	14	27	20	26
CHINA.PR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	8	20	0	0	21
CHINESE TAIPE	14837	13723	9324	6973	7090	6584	10500	14254	14923	14899	19646	6636	2117	1294	1651	4318	2209	6300	6409	3977	3905	3330	3098	5785
CUBA	85	83	89	0	31	48	82	38	69	20	31	15	4	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	0	0	3	1	1	0	0	10	27	8	11	13	8	5	19	35	30	105	88
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	2	0	3	39
GRENADA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	6	6	6
JAPAN	1345	825	531	1219	1036	1740	781	1156	576	844	470	494	723	764	737	691	466	485	505	386	466	414	446	524
KOREA	5379	5579	3048	2997	797	938	1326	478	967	390	373	18	16	53	34	1	0	8	0	0	2	1	0	0
PANAMA	1227	557	768	425	193	177	494	357	2551	601	525	44	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4
TRINIDAD & TOB	0	0	0	0	0	0	0	268	194	318	0	0	0	0	4	0	247	639	0	0	0	1	1	0
USA	0	0	0	0	4	1	16	13	25	12	37	42	56	61	148	201	116	192	230	373	123	184	179	192
VENEZUELA	133	102	397	593	300	331	7	296	403	328	148	26	40	29	93	75	48	18	0	0	49	49	14	36

ALB-Table 1. Estimated catches (reported and carried over) of albacore in MT 1950-1999, by major gear, area and flag.

FLAG	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
TOTAL	77346	76099	73806	74826	62136	60071	73616	67643	59842	76051	88553	82738	68048	63340	67167	56726	71198	73307	71229	67726	60385	59176	58683	64189
TRAW & UNCL	0	0	1	0	2	8	0	36	0	2	0	262	1693	2240	1033	469	2607	1782	2133	3049	2572	2877	1237	4362
EC-ESPANA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
EC-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	262	1693	2240	1032	463	2459	1706	1967	2904	2570	2874	1178	4272
EC-IRELAND	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	57	90
MEXICO	0	0	0	0	2	0	0	33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ST.LUCIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	0	0
ST.VINCENT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0
USA	0	0	1	0	0	8	0	3	0	2	0	0	0	0	1	6	146	73	166	145	1	3	2	0
SOUTH ATL.	19459	21665	23169	22628	22930	24040	29672	14918	14599	31097	37288	40630	30107	27221	28714	26094	37524	33381	35459	27446	27934	27864	30497	27293
SURFACE	197	471	363	785	2259	3614	4410	2922	4556	8272	7117	9197	7935	7450	6973	4319	10694	9728	11233	7728	7462	8417	10798	6719
BRASIL	0	143	39	134	86	20	71	53	263	89	19	73	26	2	29	18	0	13	392	200	12	63	405	394
CHINESE TAIPE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	927	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	889	106	295	307	155	200	807	185	0	0	668	3507	1496	1407	472	18	129	173	156
EC-FRANCE	47	112	40	172	457	912	947	372	7	18	35	100	0	0	0	50	449	564	129	82	190	38	40	13
EC-PORTUGAL	0	0	0	0	0	0	0	0	741	1357	1029	899	1153	557	732	81	184	483	1185	655	494	256	124	0
JAPAN	0	2	0	0	0	0	0	26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOREA	0	63	43	0	113	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MAROC	0	0	2	0	0	0	113	0	0	0	0	41	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAMIBIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	915	950	982	1192	1422	1072
NEI-1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	8	88	71	53	59	40	13	221	0
PANAMA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	79	78	182	216	14	45	0	11	0
SOUTH AFRICA	150	150	150	466	1500	1784	3060	2169	3229	6653	5834	7275	6570	6890	5280	3410	6360	6881	6931	5214	5634	6708	8401	5083
U.S.A	0	0	9	11	0	2	102	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
USSR	0	0	68	0	99	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UK-STA HELEN/	0	1	12	2	4	7	11	7	9	0	0	2	1	1	1	5	28	38	5	82	47	18	1	1
LONGLINE	19262	21194	22806	21843	20671	20426	25255	11941	9834	22672	29815	30964	21828	19407	21590	21698	26519	23650	24224	19718	20472	19447	19699	20574
ARGENTINA	48	80	8	0	4	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	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	2	0	0	0	8
BRASIL	296	545	455	381	390	256	729	678	469	293	501	322	395	433	485	1095	2710	3600	835	723	807	589	3013	1478
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	39
CHINESE TAIPE	14600	16092	20467	20340	18710	18187	22800	9502	7889	19643	27592	28790	20746	18386	20442	19883	23063	19400	22573	18351	18956	18165	16106	17377
CUBA	15	17	11	0	27	53	29	36	67	27	24	10	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	127	135	149	202	180	190	20	871
HONDURAS-OB.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	7	1	6
JAPAN	73	105	135	105	333	558	569	162	224	623	739	357	405	450	587	654	583	467	651	389	435	424	418	567
KOREA	3376	3766	1370	878	690	682	563	599	348	511	321	383	180	54	19	31	5	20	0	0	18	4	7	0
NAMIBIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	7	90
NEI-166	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
PANAMA	770	377	354	125	167	129	210	0	0	0	280	924	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PHILIPPINES	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	4
SOUTH AFRICA	0	0	0	14	350	536	120	591	311	44	96	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	18
USA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	5	1	1

ALB-Table 1. Estimated catches (reported and carried over) of albacore in MT 1950-1999, by major gear, area and flag.

FLAG	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
TOTAL	77346	76099	73806	74826	62136	60071	73616	67643	59842	76051	88553	82738	68048	63340	67167	56726	71198	73307	71229	67726	60385	59176	58683	64189
U.S.S.R	84	212	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
URUGUAY	0	0	0	0	0	23	235	373	526	1531	262	178	100	83	55	34	31	28	16	49	75	56	110	110
UNC GEAR	0	0	0	0	0	0	7	55	209	153	356	469	344	364	151	77	311	3	2	0	0	0	0	0
ARGENTINA	0	0	0	0	0	0	7	55	209	153	356	469	344	354	151	60	306	0	2	0	0	0	0	0
CUBA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	17	5	3	0	0	0	0	0	0
SIERRA LEONE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	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
MEDI	561	613	590	833	500	1500	1272	1235	3414	4129	3712	3993	4063	4060	1896	2378	2202	856	242	1587	3125	2541	2698	2289
SURFACE	0	0	0	0	0	900	572	535	1663	1166	120	167	141	141	772	1355	1260	855	238	1499	1807	1451	1351	2180
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	900	572	535	1331	531	0	0	0	0	84	547	221	290	215	469	404	204	104	210
EC-FRANCE	0	0	0	0	0	0	0	0	141	250	20	60	31	31	121	140	11	64	23	3	0	5	5	0
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	1970
EC-ITALY	0	0	0	0	0	0	0	0	191	385	100	107	110	110	567	668	1028	1	0	1027	1403	1242	1242	0
NEI-2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	500	0	0	0	0	0	0
YUGOSLAVIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LONGLINE	41	130	150	0	0	0	0	0	226	375	150	161	168	165	624	523	442	0	3	87	366	348	194	109
EC-ESPAÑA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	6	0	3	6	0	176	22	74
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	35
EC-ITALY	40	130	150	0	0	0	0	0	226	375	150	161	165	165	624	523	436	0	0	81	366	172	172	0
JAPAN	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UNCL.GEAR	520	483	440	833	500	600	700	700	1525	2588	3442	3665	3754	3754	500	500	500	1	1	1	952	742	1153	0
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
EC-GREECE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	484	500	500	500	500	500	500	1	1	0	952	741	1152	0
EC-ITALY	520	483	440	833	500	600	700	700	1525	2588	2958	3165	3254	3254	0	0	0	0	0	1	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	0	1	1	0
UNC. AREA																								
LONGLINE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	321	663	369	496	399	549	108	108	50
NEI-134	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14	3	0	20	7	7	7
NEI-71	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	160	281	145	130	110	160	43	43	43
PANAMA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	161	382	210	363	289	369	58	58	0

Table 2. Albacore fisheries characteristics

Fisheries	Gear	Fleet size	Area	Fishing Season	Fish Size Fl Cm	1995-1999	1999 Catch	Comments
Northern Atlantic								
Canada	LLHB						26	
Canada	RR						2	
Canada	TL						10	
Chinese Tai.	LLFB	151	All N. Atl	1-12	60-120	4019	5785	Includes 27 directed vessels, 125 bycatch of Bigeye
Espana (Canary)	BB	343	Canary	3-6	75-110	946	1972	
Espana	BB	160	B.Biscay and adjacent	7-10-12	50-95	8011	6477	
Espana	LLHB					18	88	Targets Swordfish
Espana	Trol	480	B.Biscay and adjacent	6-10	50-89	7500	6929	
Espana	BB	15	Azores	10-12	80-120			No Activity in 1999
France	Gill	38	B.Biscay and adjacent	6-9	50-80	2271	2799	
France	MWT	78	B.Biscay and adjacent	8-10	50-110	2760	4272	
Ireland	Gill	18	West & SW Ireland and adjacent	6-9	50-100	2421	4764	
Ireland	MWT	23	West & SW Ireland and adjacent	7-9	50-115	40,8	90	
Ireland	Troll	3	West & SW Ireland and adjacent	7-9	50-95	11,6	4	
Ireland	LL	1	West & SW Ireland and adjacent	7-9				
Japan	LLHB	150	All N. Atl	1-12	60-120	495	337	
Portugal-Madeira	BB	53	Around Maderia	5-12	50-120	267	78	
Portugal-Azores	BB		Around Azores	10-12	80-120	1498,4	201	
Trinidad & Tobago	LL					0	0	
USA	Gill					29	27	
USA	Hand					2	1	
USA	LL	150	AI 31	11-3	>80	208	195	By Catch to swordfish
USA	RR		AI 31 32	6-9	60-100	271	90	Recreational Fishery
USA	Trap					1	0	
USA	Trol					3	0	
UK	Gill	4-16	AI 31	7-9	50-80	62,2	0	
Venezuela	BB		NW Atl			0	0	
Venezuela	LL					30	36	
Venezuela	PS					137	55	
South Atlantic								
Argentina	UNCL					0	0	No Catch Recorded since 1982
Brazil	BB					166	394	
Brazil	LLHB		SW Atl.	5-9		193	233	By Catch of swordfish and Sharks
Brazil	LLFB					1129	1245	Target Albacore and bigeye
Chinese Tai.	LLFB	178	All S. Alt	1-12	60-120	17791	17377	Includes 53 direct vessels, 125 bycatch of Bigeye
Cuba	UNCL					0	0	
Espana	PS					125	156	
France	PS		Dekar			70	0	
Japan	LLHB	140	East S. Alt	1-12	60-120	467	708	By Catch to Tuna
Korea	LLFB					6	0	
Namibia	BB	29	S.E Atalntic	10-5	60-105	1124	1072	
Namibia	LL	13	S.E Atalntic	10-5	60-105	21	90	
Nei-I	BB					0	0	
Nei-I	PS					67	0	
Portugal	BB					306	0	
South Africa	BB	93		10-5	60-110	6124	5010	
South Africa	SPOR	63		10-5	100	84	73	
St Helen	RR					0	0	
St Helen	BB					30	1	
USA	LL					2	1	
Uruguay	LLHB					58	0	

Table 3. Population parameters estimated and/or assumed for Atlantic and Mediterranean albacore

North Atlantic	Parameter estimates	Reference
Growth	Linf=124.74 K=0.23 t_0 = -0.9892	Bard (1981)
	Linf=122.8 K=0.217 p =8 Av.SD=3.593 Ratio SD=1.039	SCRS/94/16
Maturity	50% of mature fish at 90 cm (age5)	Bard 1961
Natural Mortality	M=0.3 for all age groups	SCRS/89/xx
Length-weight relation	a=1.339 10 ⁻⁵ b=3.107	Santiago (1982)

South Atlantic	Parameter estimates	Reference
Growth	Linf=124.74 K=0.23 t_0 = -0.9892	Bard (1981)
	Linf =142.28 K=0.145 t_0 = -0.674	Lee and Yeh (1992)
Maturity	50% of mature fish at 90cm (Age 5)	Bard (1981)
Natural Mortality	M=0.3 for all age groups	SCRS/89/xx
Length-weight relation	a=1.3718 10 ⁻⁵ b=3.0973	Penney (1993)

Mediterranean	Parameter estimates	Reference
Growth		
Maturity	50% of mature fish at 62 cm	Arena (1980)
Natural Mortality		
Length-weight relation	a=3.119 10 ⁻⁵ b=2.88	Megalofonou

Table 4. Catch (in numbers) at age of north Atlantic albacore, 1975-1999.

TOTAL INTERNATIONAL CATCH

YEAR	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6	Age 7	Age 8	TOTAL
75	315733	1066318	1237487	299015	280100	186106	212809	68034	3665604
76	931707	2228301	935988	823222	448893	313768	151055	68898	5901832
77	428823	2433768	1397655	321475	454251	277723	108428	72114	5494237
78	2487904	2179912	1182421	418111	219033	213060	84188	31706	6816335
79	883487	3295114	1767666	179078	150122	108815	51052	121773	6557107
80	1661960	1372292	1533717	280723	85452	49805	31750	67929	5083628
81	1127638	1524756	1019549	302997	74073	51145	42296	99892	4242346
82	239468	1844670	1610921	284073	77559	70137	37154	173027	4337008
83	890767	1577368	1628346	619212	207258	156937	80563	106758	5267210
84	432954	1204226	972542	275997	209046	124572	123533	225416	3568285
85	1052931	1354882	996685	235554	231200	137424	40219	212844	4261739
86	821188	1559763	1172319	343754	409680	166179	78931	146896	4698710
87	378762	2372142	1358300	146963	50677	45487	27354	70074	4449758
88	1725728	2070614	1039478	140129	33163	15686	14680	21340	5060818
89	1113168	1826467	1385188	106313	41240	23941	9374	10010	4515701
90	1101655	2609762	790747	212087	97017	74879	60175	63898	5010220
91	1197076	2190165	588433	96016	105347	34942	32053	51821	4295854
92	1367443	1895016	833741	161041	47378	69838	56897	22928	4454281
93	988442	2102203	1031346	208371	83237	52766	79599	178022	4723986
94	708148	2863041	696340	160490	36962	27918	40370	163956	4697223
95	1327523	2302110	992772	108378	118960	122804	78394	93902	5144842
96	1343761	2438753	342995	96818	55599	39962	46529	77277	4441694
97	1769533	1666480	763456	96324	49881	53179	39700	27793	4466344
98	1847969	1933866	546087	83660	31479	32148	32259	36206	4543675
99	1852736	1612315	1087974	248920	68592	52359	43632	50509	5017036

LL-TAIWAN

YEAR	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6	Age 7	Age 8	TOTAL
75	677	8004	117604	136701	80679	45508	53501	28105	470779
76	3930	20625	110919	267439	206916	127664	62566	29343	829402
77	2055	25506	130719	122264	227435	142092	60194	39084	749348
78	845	2358	58387	111893	122751	125723	50297	15838	488092
79	2882	32263	71613	48715	68205	51369	30048	62593	367688
80	10836	14023	119100	111482	56875	34060	21647	48676	416699
81	10747	29024	62736	96319	38412	26434	27092	69689	360454
82	11250	67783	151933	119530	58476	53898	25025	115500	603395
83	8006	49625	162733	239222	118373	100967	52898	82696	814520
84	21488	56542	128831	167504	151424	79661	62894	136840	805184
85	4287	31390	106341	135704	176272	102264	29379	165136	750772
86	8941	32052	92679	207010	348902	142385	65886	124171	1022026
87	66144	85954	104652	60162	27649	27904	19321	61656	453442
88	123	4083	71760	42457	6332	2291	3959	13382	144387
89	674	13	26034	19085	21453	11262	1522	349	80392
90	0	8	8887	23971	38597	11777	1697	4862	89800
91	0	14	94566	27532	92448	23152	7031	12421	257165
92	0	289	17639	22351	22613	31948	17784	6396	119020
93	2025	19154	84338	65883	69497	24628	33747	56260	355531
94	3165	25322	39961	26040	10477	10969	22885	121014	259833
95	23953	18269	88299	49967	45340	33248	12944	7432	279453
96	19836	22114	48631	34637	24666	11195	7296	48784	217160
97	40	2994	99172	33814	16296	20193	14837	10667	198014
98	18	316	89790	33267	11842	14431	15955	17393	183012
99	22	530	169504	62954	24445	24473	25948	33850	341725

Table 4. Catch (in numbers) at age of north Atlantic albacore, 1975-1999. (cont.)**TR-SPAIN**

YEAR	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6	Age 7	Age 8	TOTAL
75	105279	277603	219179	20661	4002	740	151	4	627619
76	319682	868544	170801	55467	3520	965	209	27	1419215
77	163985	1072445	337614	33125	3324	107	2	0	1610602
78	896500	1110002	431459	54590	3558	2004	382	68	2498563
79	326373	1475575	478404	13223	2279	978	702	460	2297992
80	622096	697178	340107	11171	686	262	128	54	1671681
81	400795	737850	279272	19308	463	322	183	97	1438289
82	121311	853645	442353	18410	261	37	5	1	1436022
83	60100	801920	492374	47134	1700	127	10	1	1403365
84	152386	727322	317812	13418	1331	290	45	5	1212609
85	397290	658528	311157	13801	3753	880	164	233	1385806
86	373964	897436	310601	14233	3217	1049	291	348	1601139
87	158451	870459	369234	29428	1924	144	5	0	1429645
88	478706	777430	356437	52456	7781	2769	1770	1575	1678923
89	360785	794452	474864	14717	1334	317	183	172	1646825
90	279435	1079029	267442	31985	2781	1575	819	613	1663679
91	491444	1047260	190009	8426	983	163	247	153	1738685
92	437051	649901	240454	12082	1000	461	141	13	1341103
93	311226	590780	198722	7950	480	19	3	1	1109181
94	218340	701089	139133	5734	236	42	30	224	1064828
95	755041	1023576	260209	8100	1808	182	31	43	2048991
96	477805	835218	67772	3617	622	133	45	13	1385224
97	559332	796492	183304	5815	1317	311	99	46	1546717
98	434215	527891	176126	14502	3390	570	55	5	1156755
99	452625	483116	243195	30323	6802	2371	899	310	1219642

BB-SPAIN

YEAR	Age 1	Age 2	Age 3	Age 4	Age 5	Age 6	Age 7	Age 8	TOTAL
75	155614	416751	523287	81466	136759	86410	104716	16377	1521381
76	281621	496889	518387	359911	119570	81343	23507	9252	1890479
77	142864	566352	631977	76152	89969	54916	18206	4903	1585339
78	916015	278752	352306	155611	27637	16440	5600	855	1753215
79	340029	818583	850618	60332	19239	14259	2584	6143	2111787
80	772930	381258	885949	115200	11574	2505	1893	1515	2172824
81	575629	506980	524491	116685	10577	7801	1911	693	1744768
82	73320	685229	863424	114049	6327	1303	569	1552	1745773
83	799174	550101	820503	240208	38082	12897	2176	888	2464029
84	202612	152958	380664	64205	25884	4281	992	1060	832656
85	563519	519528	490655	55480	19922	10443	1142	2088	1662777
86	389276	515692	714633	107872	31626	4943	1265	886	1766192
87	117872	1246848	802131	43790	5332	2719	548	738	2219977
88	1140904	1035446	509931	23804	2835	1421	1518	1553	2717413
89	676550	640307	737185	49130	7496	2476	1197	874	2115216
90	777619	976121	397519	111376	15808	20308	17394	17736	2333882
91	668663	678653	145757	27558	1884	1977	7764	14310	1546566
92	683888	526390	381630	78559	6520	5095	5678	1830	1689590
93	614746	547722	412103	74143	2251	5702	10197	38281	1705146
94	383710	796179	350932	87126	7628	1875	1899	19135	1648484
95	515877	648208	362490	12943	2401	1725	3762	7861	1555268
96	521150	947923	130866	31320	10921	4022	3624	4040	1653867
97	789502	234862	425872	33689	18285	15543	9248	5199	1532199
98	1177892	420158	120911	8994	2822	3955	3433	1693	1739857
99	884015	262653	191173	96236	23687	14707	6776	2836	1482084

Table 5. Catch at age of south Atlantic albacore**TOTAL INTERNATIONAL CATCH**

year	age 1	age 2	age 3	age 4	age 5	age 6	age 7	age 8	Total
1975	1108	41675	247958	358160	123087	111879	71747	96617	1052231
1976	3084	78852	285029	341139	157722	119401	85662	100881	1171770
1977	9941	97073	354809	540072	250786	118656	48911	36088	1456336
1978	21203	220343	488567	444664	208950	154449	62635	49457	1650268
1979	3399	145004	541270	367103	209523	133085	86490	70001	1555875
1980	43998	77052	209162	255065	201385	148535	120139	192756	1248092
1981	50843	180268	379499	419295	231263	128786	71140	135964	1597058
1982	27859	187345	614618	528764	232700	159658	111719	142218	2004881
1983	11532	69644	262390	293087	113267	74759	49473	89341	963493
1984	9193	105335	254728	233250	89104	73838	40517	98938	904903
1985	69010	307370	709125	633489	265820	119343	80652	90467	2275276
1986	87202	336846	659387	673915	341117	152101	87909	220142	2558619
1987	62777	301506	565413	971403	402531	151250	119085	179195	2753160
1988	1550	75808	460443	752172	268533	114560	90333	141002	1904401
1989	31171	103403	415766	635073	233432	142092	70538	122933	1754408
1990	49679	169734	603553	576108	272237	110556	61968	138307	1982142
1991	1562	315898	588969	323736	23321	28613	33916	358951	1674966
1992	1176	84156	650990	792621	325215	186779	93925	179791	2314653
1993	55643	363598	708192	682594	268777	130041	97025	100023	2405893
1994	68455	568804	976265	590841	177899	94005	105593	178151	2760013
1995	232780	446768	507267	482476	188767	105668	62518	129569	2155813
1996	85138	306700	701973	576129	192135	76829	77952	106047	2122903
1997	25058	142310	417366	401559	212325	119720	94737	222354	1635429
1998	7633	112152	413366	480651	243070	191230	139765	217459	1805326
1999	11509	137483	339919	308465	216592	187022	137548	213911	1552449

CHINA-TAIPEI LL

year	age 1	age 2	age 3	age 4	age 5	age 6	age 7	age 8	Total
1975	418	39016	236779	336333	101944	72039	31113	51031	868673
1976	3071	77922	278187	317725	127475	78932	47094	41703	972108
1977	9380	90650	304359	422071	188692	77254	25591	16644	1134641
1978	20744	213210	470285	415365	184003	129208	47135	29586	1509537
1979	3314	140225	522322	336213	180674	113304	75470	57385	1428907
1980	43173	74814	188502	192128	140383	111445	99528	169787	1019759
1981	47888	158561	257260	246191	183923	106181	58693	117308	1176004
1982	24962	163681	462894	325829	184151	127407	90338	125815	1505077
1983	8494	52382	159406	145233	68921	46205	32927	73680	587248
1984	6704	35349	104816	78162	38524	34437	24121	83873	405985
1985	66032	190846	459676	371818	179505	61587	53233	71617	1454314
1986	85447	262338	505195	439817	233424	104816	55227	198980	1885243
1987	60865	277690	435618	590557	266686	108191	84736	154588	1978931
1988	77	23034	302115	450874	152533	91095	77305	132064	1229098
1989	28533	30617	108582	381258	175573	125859	63819	115410	1029650
1990	2217	65033	349454	384414	235237	96369	53540	129675	1315939
1991	803	277621	353063	206847	9121	17575	27739	327453	1220222
1992	864	45363	318177	367920	256895	153690	65022	137148	1345079
1993	51472	175933	312892	347964	206541	92855	64333	61716	1313707
1994	57432	395598	368291	345187	137070	74390	95515	170983	1644466
1995	223497	383839	243483	205151	122990	92274	55077	119996	1446308
1996	79114	256389	450722	292936	135147	51169	67447	99097	1432021
1997	19517	48765	155075	154930	154203	95214	78296	212882	918881
1998	3741	46972	39425	73737	145212	139307	103633	186381	738408
1999	4037	50679	42536	78306	150612	143903	108872	194527	773471

Table 5. Catch at age of south Atlantic albacore (cont.)**JAPAN LL**

year	age 1	age 2	age 3	age 4	age 5	age 6	age 7	age 8	Total
1975	686	2383	8255	11988	2084	630	147	37	26209
1976	15	390	1389	1588	637	394	235	209	4858
1977	3	1447	3572	3500	404	48	8	11	8993
1978	4	1860	4590	4447	467	38	0	10	11416
1979	0	1182	3722	2771	594	136	5	0	8411
1980	2	529	12233	8526	3577	645	187	0	25699
1981	0	1172	7667	10780	11525	3726	1232	172	36273
1982	196	2370	13963	8479	5874	4834	1580	1512	38808
1983	241	589	2610	3841	1338	1933	860	389	11801
1984	1278	1479	2979	3089	1839	2554	610	726	14554
1985	1075	6864	10782	8445	5141	3817	2524	3377	42025
1986	0	0	1549	10788	6480	5318	8235	3915	36285
1987	677	2720	4575	6009	2625	2003	2022	1873	22504
1988	0	201	3569	9765	3293	2103	1654	2382	22967
1989	298	887	3772	11620	4173	2248	1438	1734	26169
1990	0	281	7009	6472	4292	5227	3223	4358	30862
1991	0	113	1667	1284	7110	9332	5237	4376	29119
1992	214	4744	8980	6191	5112	5689	4337	705	35973
1993	28	1320	7055	8293	3360	2173	2912	950	26090
1994	2966	9544	13345	6363	4484	4938	2777	2185	46601
1995	3444	7541	10287	4708	3349	1397	1194	2489	34408
1996	1358	4199	6025	3433	4633	4812	2411	1361	28231
1997	635	2048	3247	5044	5506	5397	4518	3628	30023
1998	1012	2901	4249	5773	5953	5517	5096	3932	34434
1999	578	4419	10021	12821	7957	5772	3843	1004	46415

BRAZIL-CHINESE TAIPEI LL

year	age 1	age 2	age 3	age 4	age 5	age 6	age 7	age 8	Total
1975	418	39016	236779	336333	101944	72039	31113	51031	868673
1976	3071	77922	278187	317725	127475	78932	47094	41703	972108
1977	9380	90650	304359	422071	188692	77254	25591	16644	1134641
1978	20744	213210	470285	415365	184003	129208	47135	29586	1509537
1979	3314	140225	522322	336213	180674	113304	75470	57385	1428907
1980	43173	74814	188502	192128	140383	111445	99528	169787	1019759
1981	47888	158561	257260	246191	183923	106181	58693	117308	1176004
1982	24962	163681	462894	325829	184151	127407	90338	125815	1505077
1983	8494	52382	159406	145233	68921	46205	32927	73680	587248
1984	6704	35349	104816	78162	38524	34437	24121	83873	405985
1985	66032	190846	459676	371818	179505	61587	53233	71617	1454314
1986	85447	262338	505195	439817	233424	104816	55227	198980	1885243
1987	60865	277690	435618	590557	266686	108191	84736	154588	1978931
1988	77	23034	302115	450874	152533	91095	77305	132064	1229098
1989	28533	30617	108582	381258	175573	125859	63819	115410	1029650
1990	2217	65033	349454	384414	235237	96369	53540	129675	1315939
1991	803	277621	353063	206847	9121	17575	27739	327453	1220222
1992	864	45363	318177	367920	256895	153690	65022	137148	1345079
1993	51472	175933	312892	347964	206541	92855	64333	61716	1313707
1994	57432	395598	368291	345187	137070	74390	95515	170983	1644466
1995	223497	383839	243483	205151	122990	92274	55077	119996	1446308
1996	79114	256389	450722	292936	135147	51169	67447	99097	1432021
1997	19517	48765	155075	154930	154203	95214	78296	212882	918881
1998	3741	46972	39425	73737	145212	139307	103633	186381	738408
1999	4037	50679	42536	78306	150612	143903	108872	194527	773471

Table 5. Catch at age of south Atlantic albacore (cont.)**SOUTH AFRICA BB**

year	age 1	age 2	age 3	age 4	age 5	age 6	age 7	age 8	Total
1975	0	0	180	3170	3042	1394	632	289	8707
1976	0	0	178	3159	3034	1388	629	287	8675
1977	0	0	180	3168	3040	1394	631	290	8703
1978	0	0	181	3170	3042	1394	631	290	8708
1979	2	69	818	10099	9624	4427	2016	931	27986
1980	811	1399	5329	35298	33044	16036	8179	6072	106166
1981	2025	11713	58529	81084	17089	6066	2882	3885	183273
1982	1528	13552	92065	129882	21333	5793	1782	471	266406
1983	1879	11898	72416	98520	19293	6587	2909	4901	218401
1984	889	49779	105335	99379	20445	11141	4445	4889	296301
1985	1545	86511	183063	172712	35531	19362	7724	8497	514944
1986	1507	61250	125058	173200	62438	16352	9044	7948	456796
1987	0	12271	91955	285385	94959	18941	4633	1018	509162
1988	1187	42723	118823	229042	87226	11076	3363	1038	494478
1989	897	65061	275673	206306	41620	7535	897	0	597989
1990	41417	90142	206564	151878	21201	4458	2644	52	518354
1991	544	30338	192098	88776	5754	1375	639	160	319683
1992	0	21213	212866	263589	26044	525	473	368	525077
1993	2434	130037	279548	211455	13388	2498	705	577	640642
1994	3729	119745	372458	153581	21156	5289	1560	542	678060
1995	2942	35848	189742	182183	33404	5251	1901	1313	452583
1996	426	27237	205867	210367	21979	6821	758	237	473692
1997	1491	74438	221363	210353	41807	13362	7914	2753	573480
1998	789	47920	291545	304570	43889	9024	1323	1244	700302
1999	443	76904	239325	124175	21692	4264	3162	1110	471074

Table 6. Standardized CPUEs for different albacore fisheries in the north Atlantic .

	Taiwan LL	France TR	France TR	Japan LL	Japan LL	Japan LL	Japan LL	Portugal BB	Spain TR	Spain TR	USA LL
Age Range	1-8+	2-3	2-3	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	4+	2	3	-
Catch Units	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers
Selectivity	Partial Catch	Partial catch	Partial catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	----	----	
Model	LN	LN	LN	Poisson	Poisson	Poisson	Poisson adjusted	LN	LN	LN	LN
Reference	1,00			2,00	2,00	2,00	2,00		3,00	3,00	4,00
Used in assess	Y	Y	Y	-	-	-	Y	-	Y	Y	Y
Year											
59				2,274			7,243				
60				2.104			6.700				
61				1.755			5.589				
62				2.410			7.677				
63				1,236			3,938				
64				1,232			3,923				
65				0,791			2,518				
66				0,924			2,943				
67		0,69		1,067			3,397				
68	24,90	1,11		0,989			3,150				
69	24,08	1,12		1.000	3.185		3.185				
70	18,76	0,63			2.954		2.954				
71	16,17	1,25			1,806		1,806				
72	16,16	1,33			1,135		1,135				
73	16,01	1,31			1,176		1,175				
74	16,61	1,36			1,420		1,420				
75	14,31	0,95			1.000	1.501	1.000				
76	16,07	1,23				1.925	1.036				
77	12,31	1,46				1.011	0.693				
78	14,07	1,27				0,632	0,386				
79	16,53		1,46			0,434	0,644				
80	17,38		1,57			1,234	0,507				
81	16,37		1,55			2,051	0,524		40,50	15,05	
82	20,17		0,86			2.206	0.429		53,96	30,34	29,62
83	19,07		0,47			1.273	0.436		38,30	31,59	43,54
84	15,39		1,70			1.303	0.407		32,00	22,64	19,17
85	13,06		0,37			2,021	0,343		24,86	16,02	3,95
86	11,33		0,62			2,275	0,195		37,62	22,61	14,27
87	10,34					0,931	0,177		42,24	19,86	21,20
88	17,27					0,688	0,272		41,51	23,91	15,93
89	14,24					0.986	0.248		22,77	16,80	21,69
90	11,63					0.860	0.160	2,28	38,99	12,81	34,80
91	9,67					1.007	0.178	0,97	57,01	13,96	21,32
92	11,04					1,049	0.149	1,31	49,03	17,82	10,77
93	14,30					0,889	0,223	1,29	42,29	18,78	19,71
94	11,05					0,896	0.154	1,15	66,17	12,84	28,39
95	17,24					0,652	0,127	1,76	51,95	14,93	18,35
96	6,67					0.835	0.191	0,92	61,40	5,65	15,07
97	7,97					1.101	0.174		38,34	10,48	23,50
98	14,31					0.975	0.170		34,44	13,24	21,40
99						1,000	0,217		28,72	13,72	19,46

Table 7. Standardized CPUEs for different albacore fisheries in the south Atlantic.

	Ch. Tai. LL	Ch. Tai. LL	Ch. Tai. LL	Ch. Tai. LL	Ch. Tai. LL	Japan LL	Japan LL	Japan LL	Japan LL	Japan LL	Japan LL
Reference	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2
Age Range	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+	1-8+
Catch Units	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers	Numbers
Selectivity	Partial Catch	Partial Catch	Partial catch	Partial catch	Partial catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch	Partial Catch
Model	LN	Poisson	LN	Poisson	LN	Poisson	Poisson	Poisson	Poisson adjusted	LN	LN
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 5						
Used in assess	-	-	-	-	Y	-	-			Y	Y
Year											
59						7,231			51,404	45,626	
60						6,192			44,015	36,419	
61						4,325			30,745	27,832	
62						3,267			23,222	23,544	
63						2,755			19,586	21,071	
64						3,008			21,383	22,339	
65						2,436			17,319	15,338	
66						2,390			16,992	16,143	
67						2,285			16,244	17,137	
68	31,4	49,9	34	49,9	20,7	2,274			16,166	14,767	
69	32,9	44,2	33,7	42,3	21,6	1,000	7,109		7,109	7,825	10,249
70	29,6	39,2	29,8	37,9	19		4,808		4,808		6,554
71	35	41,9	34,3	40,9	21,5		6,208		6,208		7,774
72	22,9	30,9	22	29,4	13,7		3,377		3,377		6,252
73	19	25,5	18,2	23,7	11,4		1,674		1,674		4,044
74	19,8	26,9	19,2	26,1	12,6		1,749		1,749		4,902
75	23,8	31,1	23,5	29,7	14,6		1,000	1,501	1,000		3,738
76	25,9	26,1	25,4	26,4	15,5			1,925	1,282		
77	28	31,1	27,7	31,5	18,2			1,011	0,674		
78	26,3	31,5	25,6	31,3	16,7			0,632	0,421		
79	23,5	28	22,6	27,2	18,9			0,434	0,289		
80	23,9	29,1	22,7	27,7	13,9			1,234	0,822		
81	20,2	25,8	18,8	24,5	11,4			2,051	1,366		
82	19,7	24,6	18	23,3	11,3			2,206	1,470		
83	20,6	26,2	18,6	25,2	11,3			1,273	0,848		
84	23,6	30,5	21,8	28,8	13,1			1,303	0,868		
85	22,9	26,2	20,6	24,8	12,5			2,021	1,346		
86	21,1	26,9	19	25,1	15,6			2,275	1,515		
87	18,67	22,167	16,4	20,4	16,2			0,931	0,620		
88	14,322	18,934	13,6	17,9	12,5			0,688	0,458		
89	13,044	17,087	11,9	16	7,5			0,986	0,657		
90	12,404	18,241	10,9	17,1	6,8			0,860	0,573		
91	14,195	17,664	12,9	16,4	8,3			1,007	0,670		
92	14,45	19,165	13,3	18	8,8			1,049	0,699		
93	13,939	18,818	12,5	17,5	7,9			0,889	0,592		
94	19,821	22,859	16,6	20,3	10,1			0,896	0,597		
95	21,739	28,285	18,3	26,2	10,9			0,652	0,434		
96	22,123	36,252	18,3	32,9	10,9			0,835	0,556		
97	22,379	33,827	19,9	31,2	12			1,101	0,734		

Table 8. Summary results from applying ASPM to southern albacore. Figures in parentheses next to base case values are CVs (%) based on 500 bootstraps of maximum likelihood method

Run	B _{cur}	B _{MSY}	MSY	RY	B _{cur} /B _{MSY}	B _{cur} /K	F _{cur} /F _{MSY}
1996	24.5	30.0	26.6	26.5	0.817	0.148	
1997	22.2	29.2	26.2	26.1	0.758	0.136	1.210
1998 (Orig.)	40.5 (281)	31.8 (437)	28.4 (37)	28.2 (31)	1.276 (87)	0.230 (41)	0.744 (>500)
1998 (Correct)	42.0	32.4	29.9	28.7	1.299	0.234	0.747
1998 (Additional)	41.6	32.4	28.9	28.7	1.284	0.232	0.740
Run 1 (base case)	54.0 (240)	33.9 (476)	30.3 (41)	29.2 (23)	1.595 (31)	0.288 (22)	0.572 (>1000)
Run 2	100.0 (188)	40.2 (483)	36.0 (44)	29.8 (29)	2.487 (34)	0.447 (20)	0.310 (>1000)
Run 1 (Lee & Yeh)	51.8	34.5	30.0	29.1	1.503	0.291	0.611
Run 2 (Lee & Yeh)	95.7	40.9	35.6	29.9	2.339	0.453	0.333
Sensitivity tests on Run 1 (base case): Each series systematically replaced with an alternate series from ALB-Table 3							
Chi-Tai (case 4)	65.0	35.3	31.6	29.4	1.840	0.332	0.476
Chi-Tai (case 3)	59.5	34.5	30.9	29.3	1.726	0.311	0.518
Chi-Tai (case 2)	68.6	35.8	32.0	29.5	1.918	0.346	0.451
Japan (Poisson)	59.5	34.5	30.9	29.3	1.726	0.311	0.518
RSA (2000 LN)	59.5	34.5	30.9	29.3	1.726	0.311	0.518
Include Brazil	59.5	34.5	30.9	29.3	1.726	0.311	0.518
Sensitivity tests on Run 2: Each series systematically replaced with an alternate series from ALB-Table 3							
Chi-Tai (case 5)	87.2	38.3	34.4	29.7	2.276	0.410	0.355
Chi-Tai (case 3)	87.2	38.3	34.4	29.7	2.276	0.410	0.355
Chi-Tai (case 2)	112.7	42.1	37.8	29.9	2.673	0.481	0.275
Japan (Lognormal)	75.9	36.7	32.9	29.6	2.067	0.372	0.408
Further sensitivity tests on Run 2: Each series removed in turn							
Chinese-Taipei	112.7	42.1	37.8	29.9	2.673	0.481	0.275
Japan	119.5	44.2	38.6	29.9	2.704	0.497	0.266
South Africa	72.1	36.2	32.4	29.6	1.992	0.358	0.429
Brazil	87.2	38.3	34.4	29.7	2.276	0.410	0.355
Sensitivity tests on 1998 (Additional): Each series used in the 1998 base case systematically replaced with a series from ALB-Table 3							
Chi-Tai (case 5)	52.2	33.6	30.1	29.1	1.552	0.280	0.591
Chi-Tai (case 4)	59.5	34.5	30.9	29.3	1.726	0.311	0.518
Chi-Tai (case 3)	55.8	34.0	30.5	29.2	1.641	0.295	0.552
Chi-Tai (case 2)	69.3	35.8	32.1	29.5	1.935	0.348	0.446
Japan (Lognormal)	46.0	33.0	29.4	28.9	1.394	0.252	0.672
Japan (Poisson)	49.1	33.3	29.7	29.0	1.473	0.266	0.629
RSA (2000 LN)	47.8	33.1	29.6	28.9	1.444	0.260	0.645
Include Brazil	47.5	33.0	29.6	28.9	1.440	0.259	0.647

1. 1996, 1997 and 1998 (Orig.) are previously published results for the respective years.
2. 1998 (Correct) is a re-run of the 1998 base case with corrections made to the historical series of annual catches.
3. 1998 (Additional): re-run of the 1998 base case, but including the catch data up to 1999.
4. Run 1 (base case): Updates the CPUE series used in 1998 as far as possible. Chinese-Taipei (case 5), Japan (Lognormal), South Africa unchanged from 1998, Brazil-Chinese Taipei excluded.
5. Run 2: All CPUE series used in 1998 replaced with revised series. Chinese-Taipei (case 4), Japan (Poisson), South Africa (Lognormal for pole and freezer vessels), Brazil-Chinese Taipei (Lognormal)

Table 9. Albacore north stock estimates of abundance from the base case VPA model (after retrospective adjustment) and historical estimates of fishing mortality rates

PROJECTED INITIAL ABUNDANCE

YEAR	AGE 1	AGE 2	AGE 3	AGE 4	AGE 5	AGE 6	AGE 7	AGE 8	TOTAL
1975	11661253	6750305	5936559	4788449	1749938	877746	471425	150712	32386387
1976	9777608	8368346	4090955	3343988	3291447	1057419	491772	224303	30645838
1977	12610823	6446820	4305901	2234118	1777187	2055080	517062	343891	30290882
1978	15994028	8974984	2717883	2005130	1380656	930403	1285299	484056	33772439
1979	8295542	9725784	4794711	1016481	1129348	835939	507945	1211587	27517337
1980	12185635	5390381	4413612	2056609	600335	708446	526348	1126120	27007486
1981	10663902	7608288	2826628	1970921	1283881	371791	482213	1138859	26346483
1982	7986231	6936207	4337393	1231182	1201536	887715	231762	1079319	23891345
1983	7392728	5711185	3570920	1850598	670350	823743	597637	791958	21409119
1984	7313627	4715688	2891104	1273998	846298	320802	476498	869486	18707501
1985	8507641	5047471	2469717	1317813	708816	449178	132371	700523	19333530
1986	12032134	5403197	2588033	987873	775430	329135	216174	402314	22734290
1987	9732909	8210906	2678577	929762	440748	230902	104269	267111	22595184
1988	7922747	6885905	4068903	843770	563394	283213	132300	192322	20892554
1989	8964151	4400090	3344180	2130628	505555	388986	196381	209705	20139676
1990	8701858	5689947	1718049	1308217	1487381	339248	267676	284237	19796613
1991	9382429	5505546	2017581	606947	788222	1018851	187579	303264	19810419
1992	8782250	5928258	2228400	995154	367716	493971	724851	292096	19812696
1993	10273567	5339243	2785052	945699	599845	231947	306322	685086	21166761
1994	6588567	6765752	2179149	1190793	523208	373310	126924	515481	18263184
1995	9404290	4275702	2596667	1023951	745121	355975	252670	302653	18957029
1996	8036059	5833558	1238274	1084347	665930	450507	159709	265251	17733635
1997	8778883	4807119	2263505	625999	720509	445778	299569	209721	18151083
1998	8778883	5040721	2149961	1030047	381555	491082	284808	319655	18476712
1999	8778883	4978602	2141591	1128460	691516	255737	336290	389294	18700373

HISTORICAL FISHING MORTALITY RATE

YEAR	AGE 1	AGE 2	AGE 3	AGE 4	AGE 5	AGE 6	AGE 7	AGE 8
1975	0	0,008	0,06	0,18	0,131	0,271	0,335	0,335
1976	0	0,017	0,079	0,122	0,125	0,203	0,387	0,387
1977	0,001	0,018	0,112	0,236	0,138	0,145	0,133	0,133
1978	0,004	0,045	0,128	0,224	0,15	0,131	0,118	0,118
1979	0	0,037	0,164	0,15	0,174	0,15	0,112	0,112
1980	0,007	0,013	0,077	0,12	0,127	0,2	0,219	0,219
1981	0,007	0,041	0,088	0,242	0,17	0,125	0,155	0,155
1982	0,003	0,035	0,214	0,19	0,229	0,19	0,169	0,169
1983	0,001	0,011	0,07	0,167	0,063	0,119	0,092	0,092
1984	0,001	0,016	0,058	0,091	0,078	0,059	0,097	0,097
1985	0,013	0,047	0,153	0,221	0,157	0,157	0,093	0,093
1986	0,014	0,09	0,15	0,238	0,198	0,141	0,185	0,185
1987	0,009	0,069	0,24	0,386	0,245	0,141	0,174	0,174
1988	0	0,015	0,159	0,656	0,194	0,113	0,13	0,13
1989	0,005	0,022	0,121	0,385	0,494	0,166	0,105	0,105
1990	0,007	0,036	0,194	0,274	0,318	0,525	0,113	0,113
1991	0	0,063	0,188	0,169	0,017	0,055	0,338	0,338
1992	0	0,021	0,2	0,466	0,286	0,21	0,286	0,286
1993	0,01	0,082	0,278	0,373	0,318	0,198	0,179	0,179
1994	0,008	0,146	0,366	0,445	0,174	0,196	0,273	0,273
1995	0,034	0,069	0,21	0,349	0,278	0,166	0,215	0,215
1996	0,014	0,064	0,165	0,44	0,255	0,194	0,197	0,197
1997	0,00380	0,033	0,129	0,149	0,322	0,28	0,437	0,437
1998	0,00116	0,02329	0,139	0,24	0,141	0,614	0,701	0,701
1999	0,00175	0,02854	0,10116	0,163	0,181	0,171	1,632	1,632

Table 10. Albacore south stock estimates of abundance from the base case VPA model (after retrospective adjustment) and historical estimates of fishing mortality rates

PROJECTED INITIAL ABUNDANCE									
YEAR	AGE 1	AGE 2	AGE 3	AGE 4	AGE 5	AGE 6	AGE 7	AGE 8	TOTAL
1975	7153964	5883218	4913342	2501057	1154395	541312	289465	389803	22826556
1976	8675363	5298837	4322666	3427591	1547087	749996	305724	360040	24687304
1977	7874873	6424223	3857889	2958383	2247587	1011287	453741	334784	25162767
1978	6221130	5825325	4675979	2554600	1731229	1450745	647802	511508	23618318
1979	9567915	4590547	4126776	3046449	1513317	1104022	942732	763004	25654762
1980	7030296	7085171	3276537	2594950	1943250	942206	704186	1129825	24706421
1981	8556819	5170451	5182773	2248306	1704327	1267457	571270	1091821	25793224
1982	9736317	6295458	3675945	3514793	1308201	1065130	828866	1055144	27479854
1983	10656399	7188954	4503284	2198978	2152558	770736	652807	1178875	29302591
1984	10435143	7884566	5266006	3111509	1378767	1497681	507060	1238184	31318916
1985	6170066	7722661	5750742	3683040	2105505	945157	1046287	1173615	28597073
1986	7137383	4511741	5457832	3654507	2188230	1332751	598255	1498152	26378851
1987	7871042	5212755	3054187	3479955	2132872	1330015	857359	1290124	25228309
1988	7333856	5777193	3603612	1780645	1752986	1237001	856058	1336232	23677583
1989	7525153	5431725	4214870	2276361	684508	1069491	818436	1426362	23446906
1990	8099541	5548045	3935303	2767011	1146989	309366	670960	1497521	23974736
1991	6250864	5957696	3964679	2400304	1559197	618110	135607	1435199	22321656
1992	7229016	4629415	4143118	2434428	1501756	1135093	433405	829623	22335854
1993	6575175	5354378	3357430	2513849	1131612	835638	681572	702632	21152286
1994	10474401	4823308	3655474	1884160	1282387	609663	508094	857230	24094717
1995	7992818	7700939	3087226	1878477	894737	798130	371433	769797	23493557
1996	7017895	5721789	5322560	1854363	981466	502087	501033	681613	22582806
1997	7636976	5126005	3976233	3343584	885079	563377	306392	719123	22556769
1998	7636976	5636126	3675508	2588929	2133933	475069	315414	490750	22952705
1999	7636976	5651066	4079232	2369652	1508231	1373157	190431	296152	23104897

HISTORICAL FISHING MORTALITY RATE								
YEAR	AGE 1	AGE 2	AGE 3	AGE 4	AGE 5	AGE 6	AGE 7	AGE 8
1975	0	0,008	0,06	0,18	0,131	0,271	0,335	0,335
1976	0	0,017	0,079	0,122	0,125	0,203	0,387	0,387
1977	0,001	0,018	0,112	0,236	0,138	0,145	0,133	0,133
1978	0,004	0,045	0,128	0,224	0,15	0,131	0,118	0,118
1979	0	0,037	0,164	0,15	0,174	0,15	0,112	0,112
1980	0,007	0,013	0,077	0,12	0,127	0,2	0,219	0,219
1981	0,007	0,041	0,088	0,242	0,17	0,125	0,155	0,155
1982	0,003	0,035	0,214	0,19	0,229	0,19	0,169	0,169
1983	0,001	0,011	0,07	0,167	0,063	0,119	0,092	0,092
1984	0,001	0,016	0,058	0,091	0,078	0,059	0,097	0,097
1985	0,013	0,047	0,153	0,221	0,157	0,157	0,093	0,093
1986	0,014	0,09	0,15	0,238	0,198	0,141	0,185	0,185
1987	0,009	0,069	0,24	0,386	0,245	0,141	0,174	0,174
1988	0	0,015	0,159	0,656	0,194	0,113	0,13	0,13
1989	0,005	0,022	0,121	0,385	0,494	0,166	0,105	0,105
1990	0,007	0,036	0,194	0,274	0,318	0,525	0,113	0,113
1991	0	0,063	0,188	0,169	0,017	0,055	0,338	0,338
1992	0	0,021	0,2	0,466	0,286	0,21	0,286	0,286
1993	0,01	0,082	0,278	0,373	0,318	0,198	0,179	0,179
1994	0,008	0,146	0,366	0,445	0,174	0,196	0,273	0,273
1995	0,034	0,069	0,21	0,349	0,278	0,166	0,215	0,215
1996	0,014	0,064	0,165	0,44	0,255	0,194	0,197	0,197
1997	0,004	0,033	0,129	0,149	0,322	0,28	0,437	0,437
1998	0,001	0,025	0,139	0,24	0,141	0,614	0,701	0,701
1999	0,003	0,016	0,109	0,163	0,181	0,171	1,632	1,632

Table 11. Summary albacore north and south stock status.

	North Atlantic			South Atlantic		
B ₉₉ (SSB ₉₉)	29.000	23.000	35.000	41.000	31.000	51.000
B _{msy} (SSB _{MSY})	42.300	40.400	44.000	14.000	3.000	33.700
Current (1999) Yield	34.557	-	-	27.293	-	-
Maximum Sustainable Yield	32.600	32.400	33.100	30.300	-	-
Current (2000) Replacement	-	-	-	29.200	11.900	32.100
Selectivity	0.43, 1.0, 0.71, 0.23, 0.17, 0.19, 0.37, 0.37			0.4, 0.21, 0.57, 1.0, 0.57, 0.45, 0.55, 0.55		
B ₁₉₉₉ /B _{MSY}	0,68	0,52	0,86	1,59	0,71	2,00
F _{0.1}	0,45	0,41	0,49	0,48	0,47	0,49
F _{max}	0,80	0,73	0,84	1,30	1,20	1,40
F _{30%SPR}	0,34	0,31	0,36	0,31	0,30	0,32
F _{40%SPR}	0,26	0,24	0,27	0,23	0,22	0,24
F _{MSY}	0,51	0,47	0,55	0,76	0,44	1,40
F _{99*}	0,57	0,52	0,60	0,41	0,34	0,43
Beverton Holt Alpha (recruit/tonne)	11.387.737	-	-	7.937.000	-	-
Beverton Holt Alpha (tonne)	6.918	-	-	818	-	-
Virgin SSB	278.000	-	-	196.000	-	-

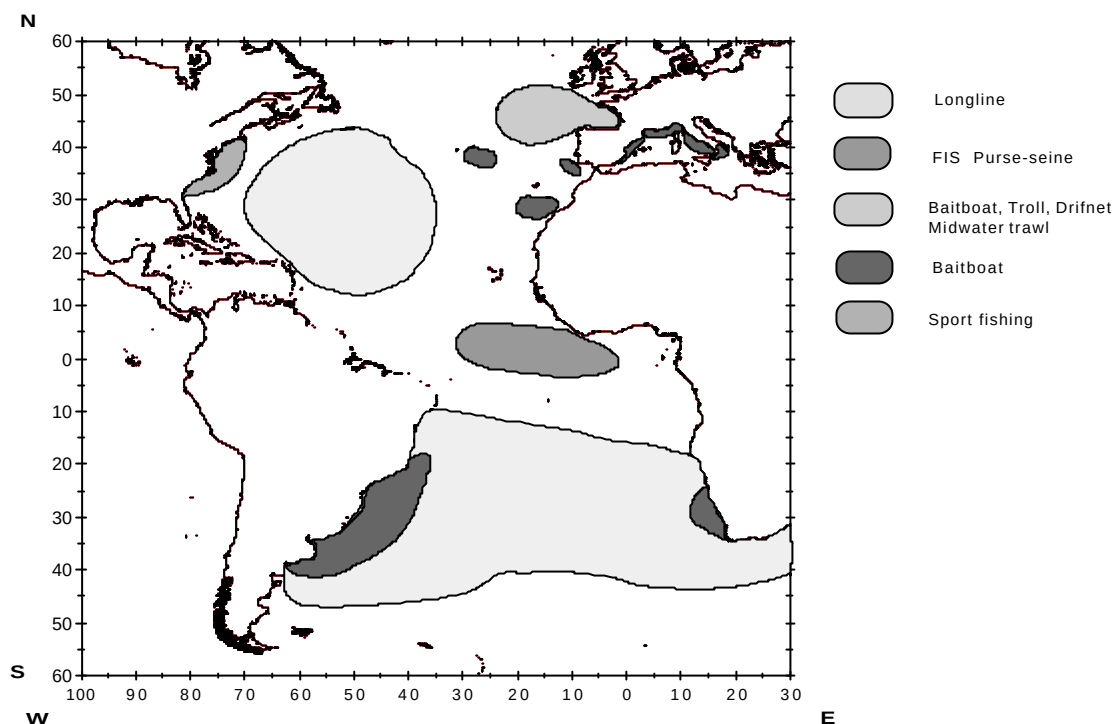


Fig 1. General distribution of Atlantic albacore fishing areas by gear.

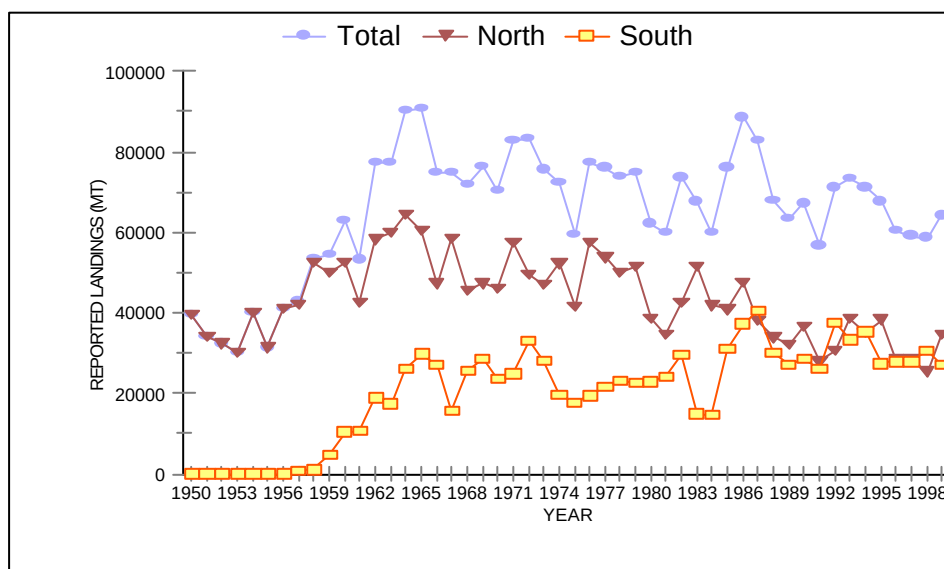


Fig 2. Albacore landings (MT) in the north and south Atlantic 1950-1999. Data for the Mediterranean are not shown, as the catch series is very incomplete for recent years.

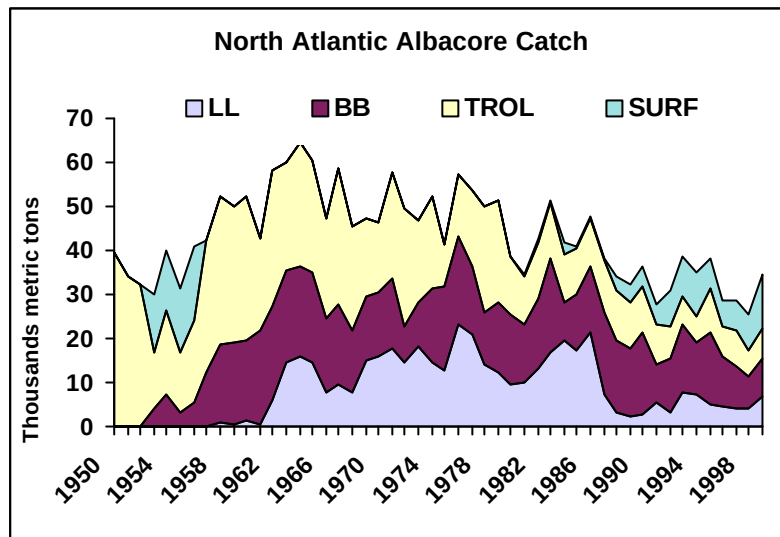


Fig 3. North Atlantic albacore landings (MT) by major gear types, 1950-1999.

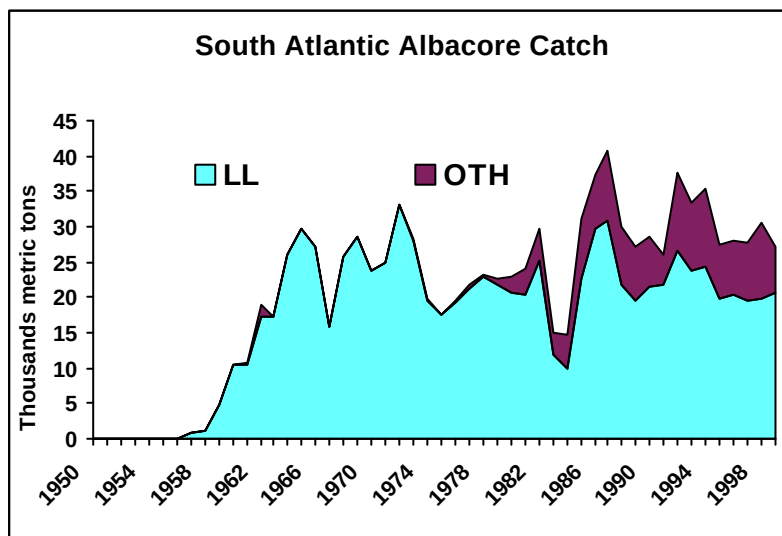


Fig 4. South Atlantic albacore landings (MT) by major gear types, 1950-1999.

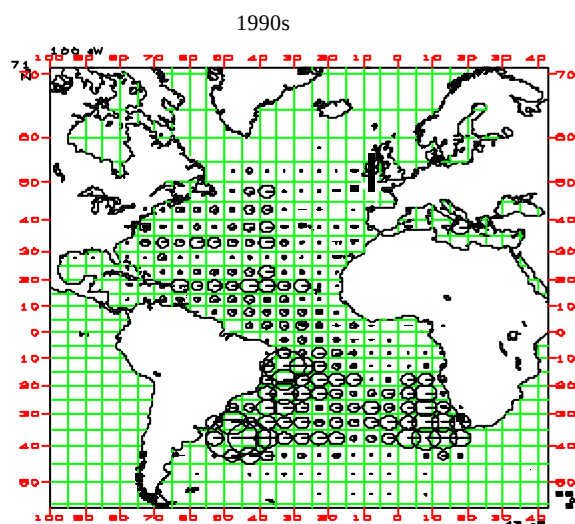
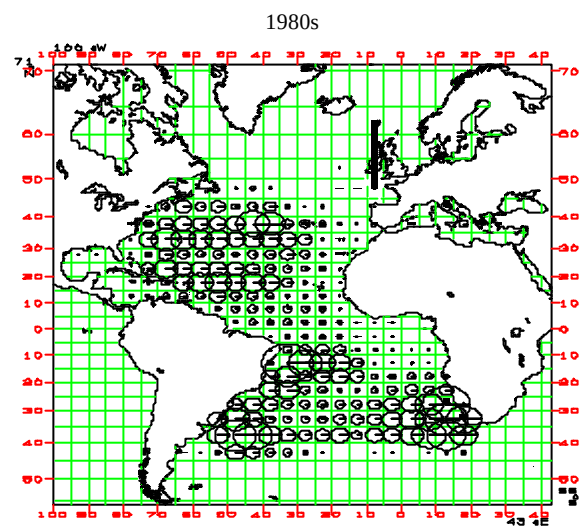
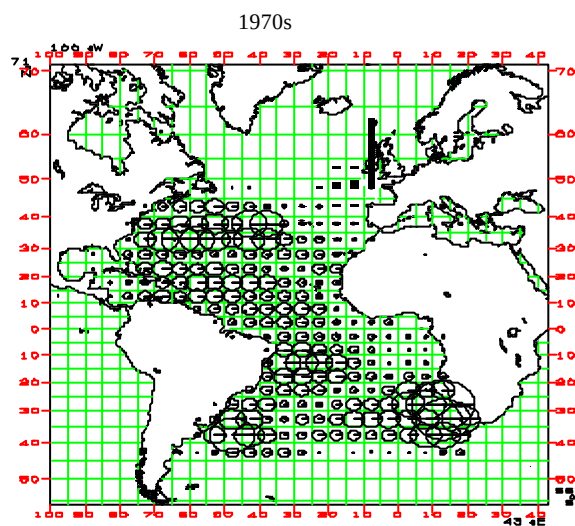
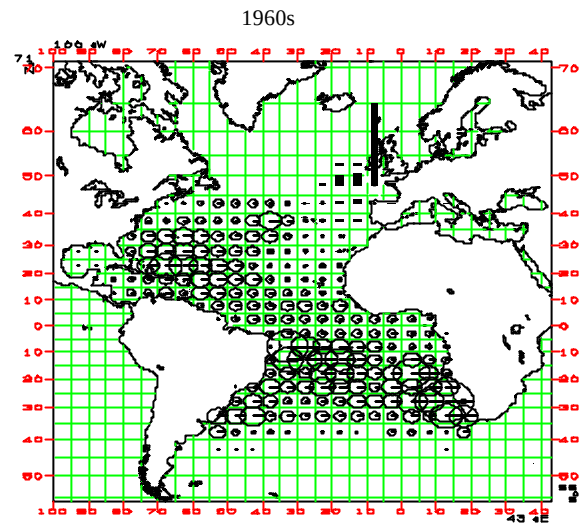
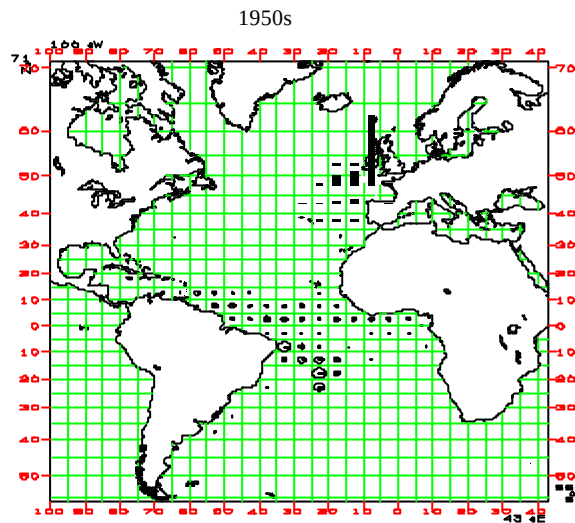


Fig 5. Geographical distribution of catches by decade (1950's-1990's left to right, top to bottom) and by gear. Circles represent longline and histograms represent other gears.

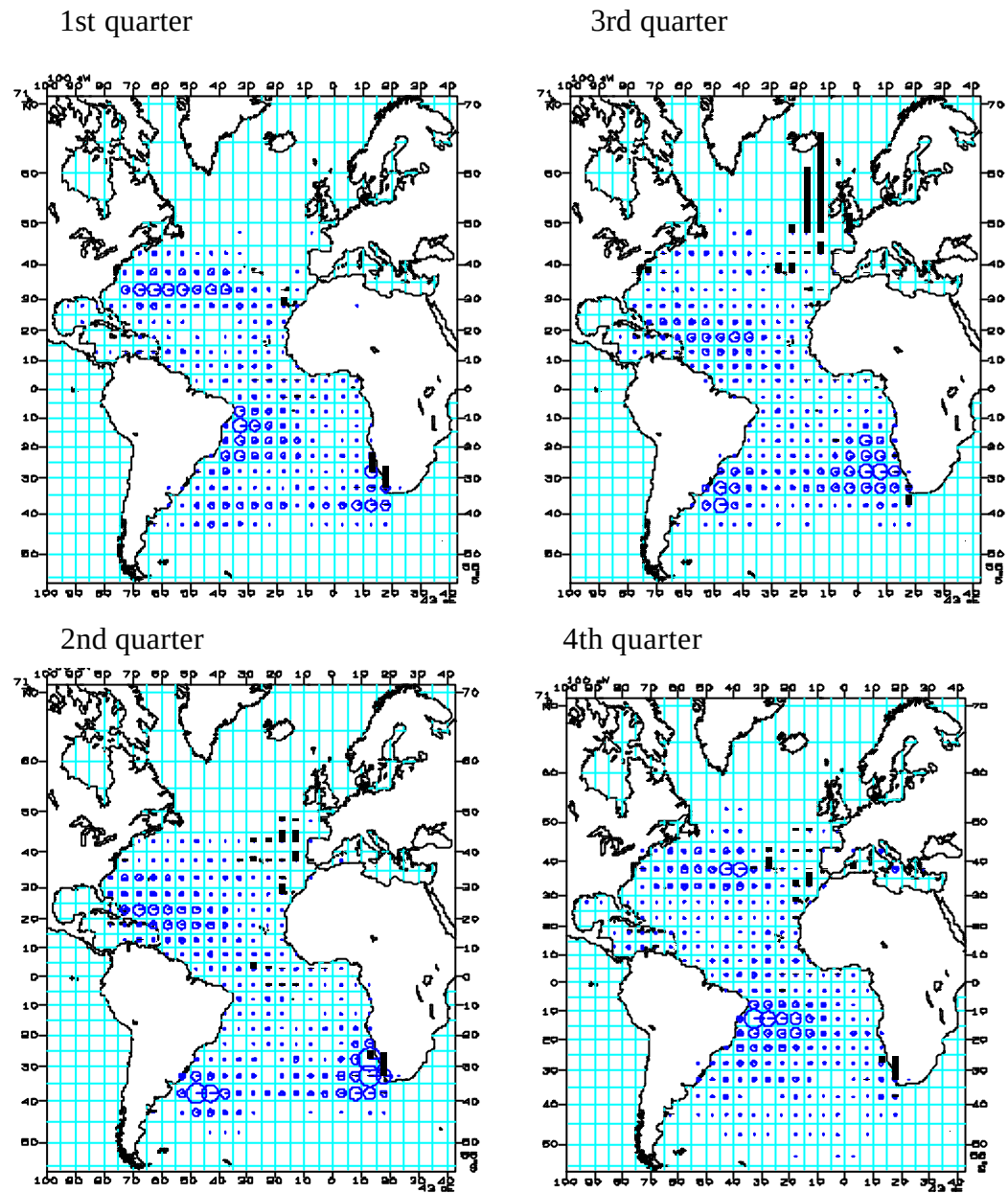


Fig 6. Geographical distribution of catches by gear and quarter for (1960-1997). Circles represent longline and histograms represent other gears.

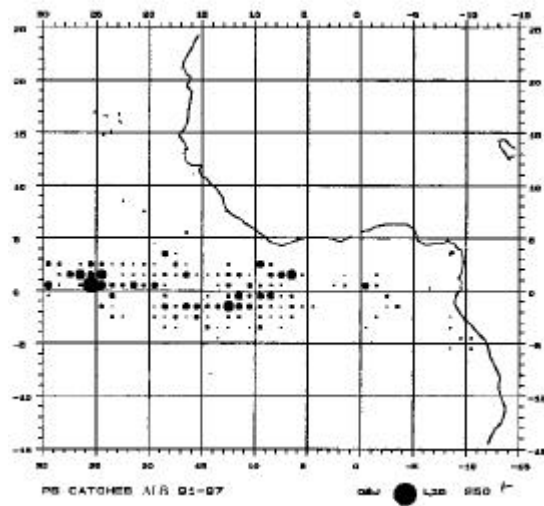


Fig. 7. Purse seine catches of albacore from 1991 to 1997 in the tropical Atlantic.

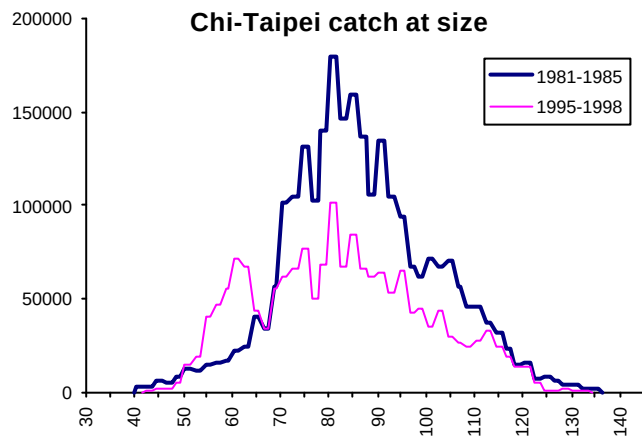


Fig 8. Length distributions of albacore caught by Chinese Taipei longliners in the south Atlantic, compared between 1981-1985 and 1995-1998

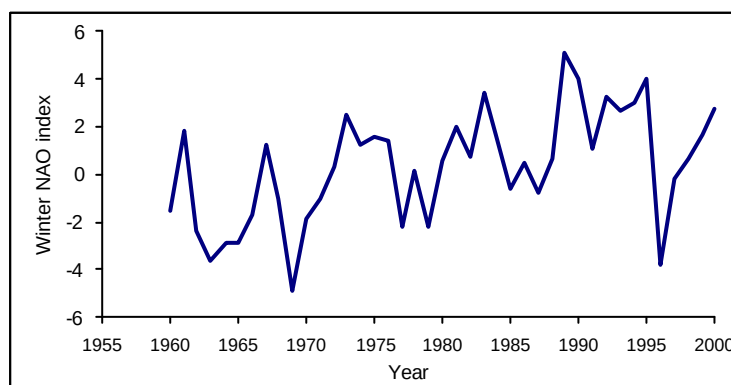


Fig 9. Winter (December through March) index of the NAO based on the difference of normalized sea level pressures (SLP) between Lisbon, Portugal and Stykkisholmur/Reykjavik, Iceland from 1864 through 1998.

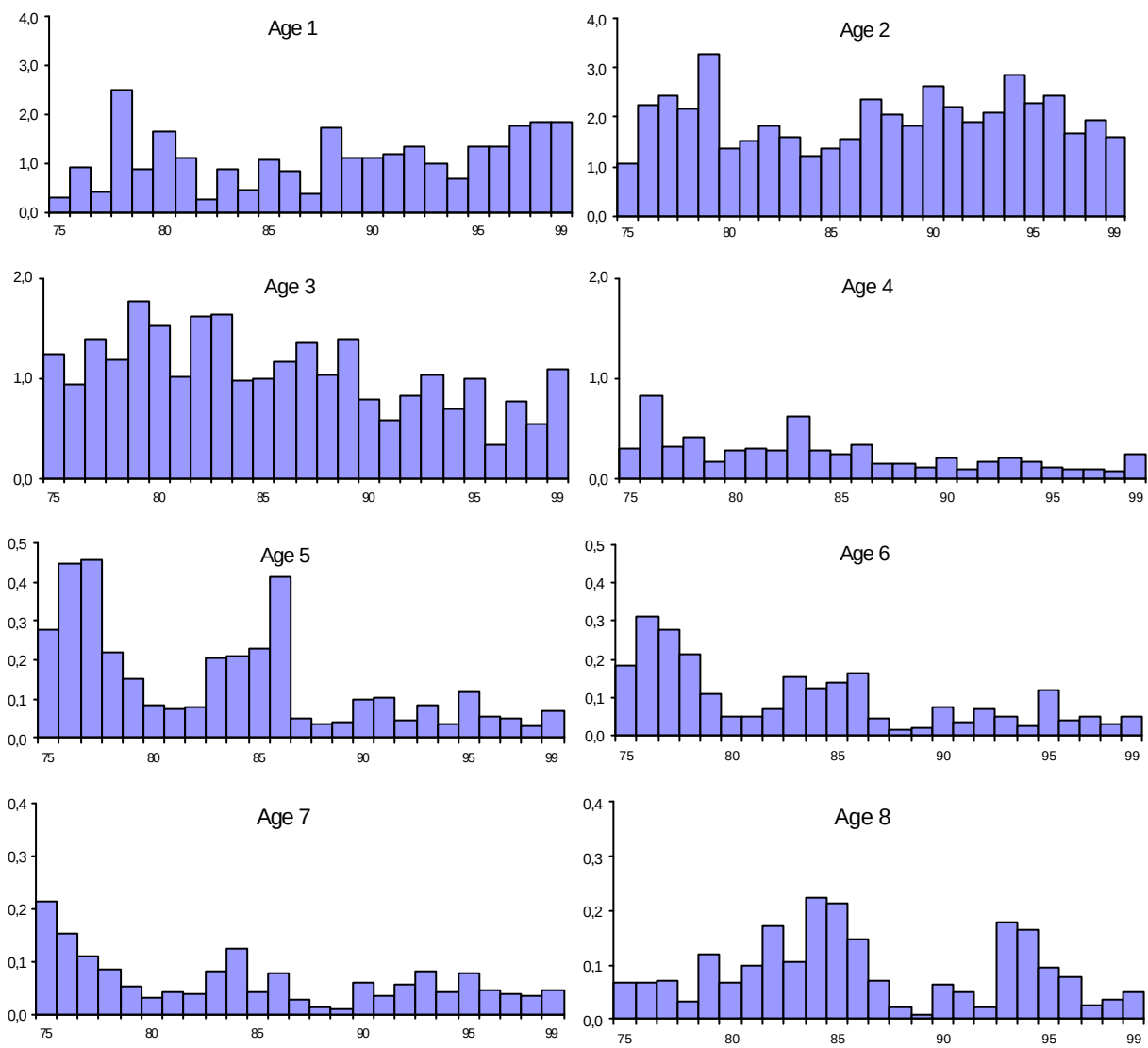


Fig 10. Catch (in millions) at age of north Atlantic albacore, 1975-1999

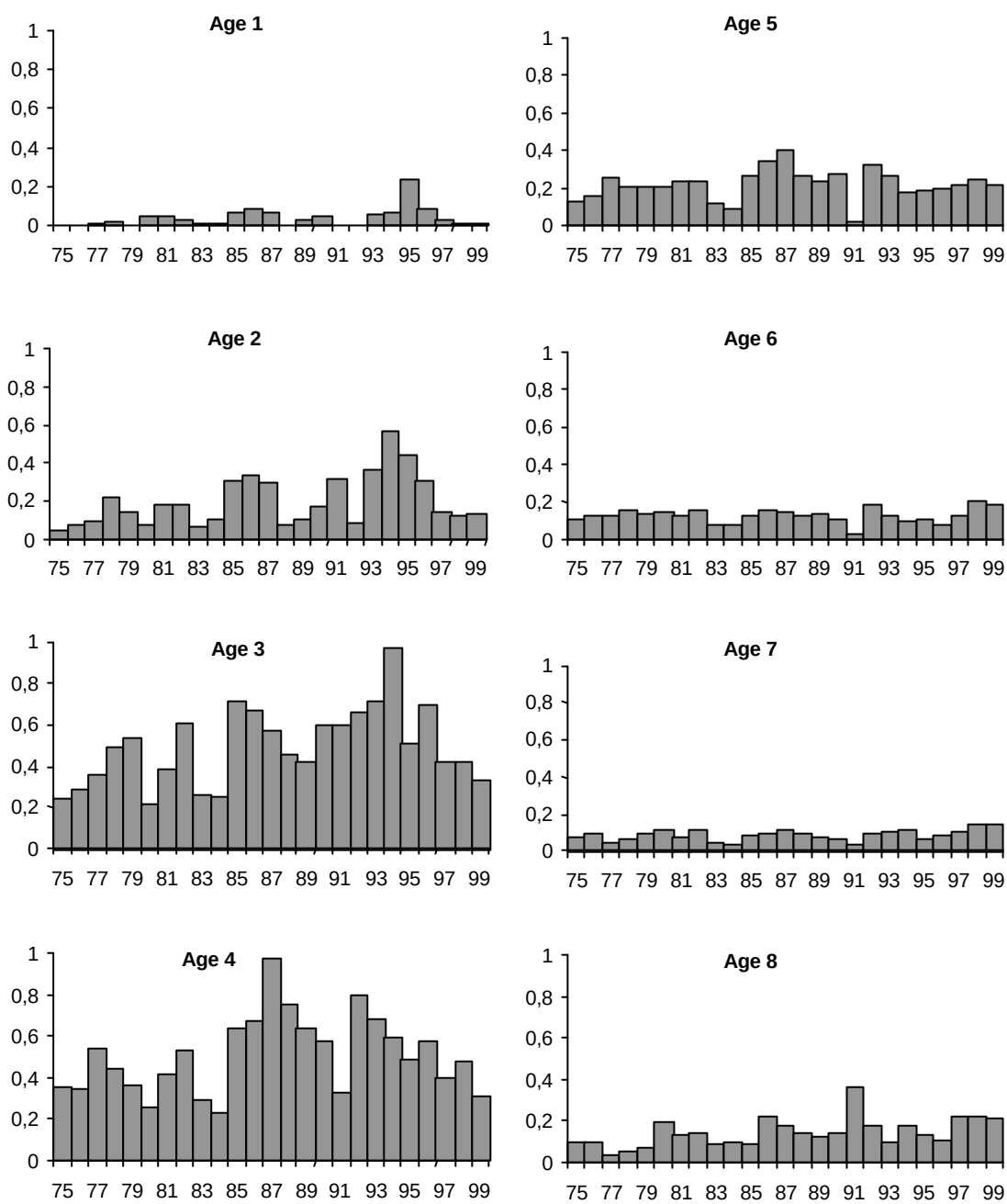


Fig 11. Catch (in millions) at age of South Atlantic albacore, 1975-1999

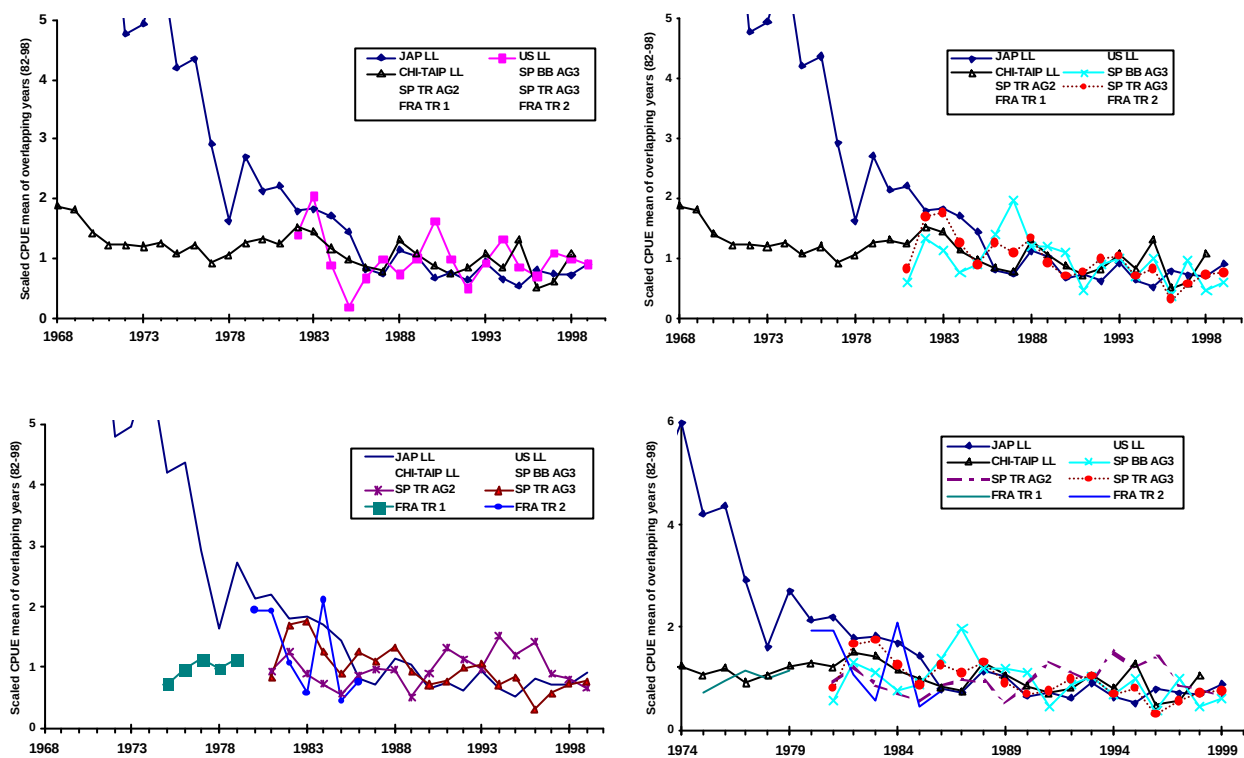


Fig 12. Scaled CPUE (1982-1998) series for north Atlantic albacore

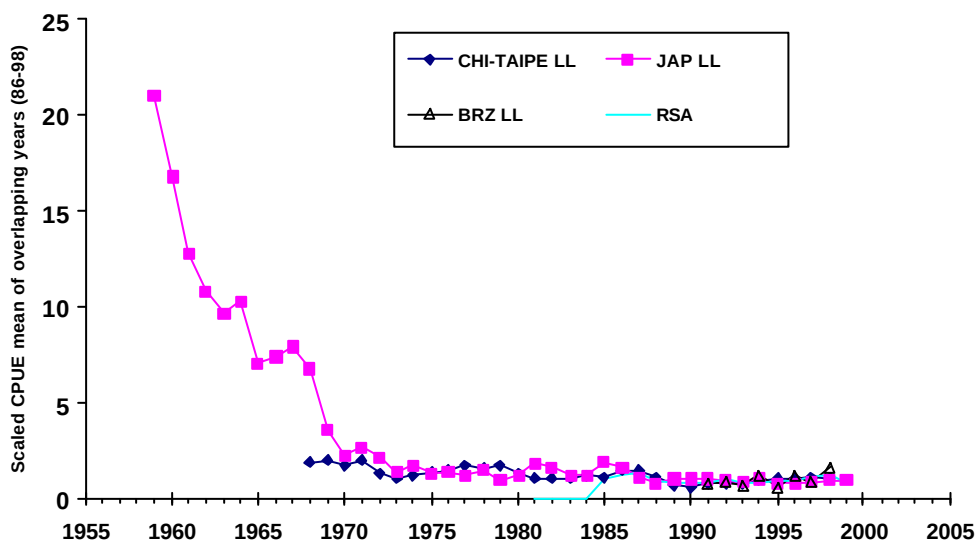


Fig 13. Scaled CPUE (1986-1998) series for south Atlantic albacore

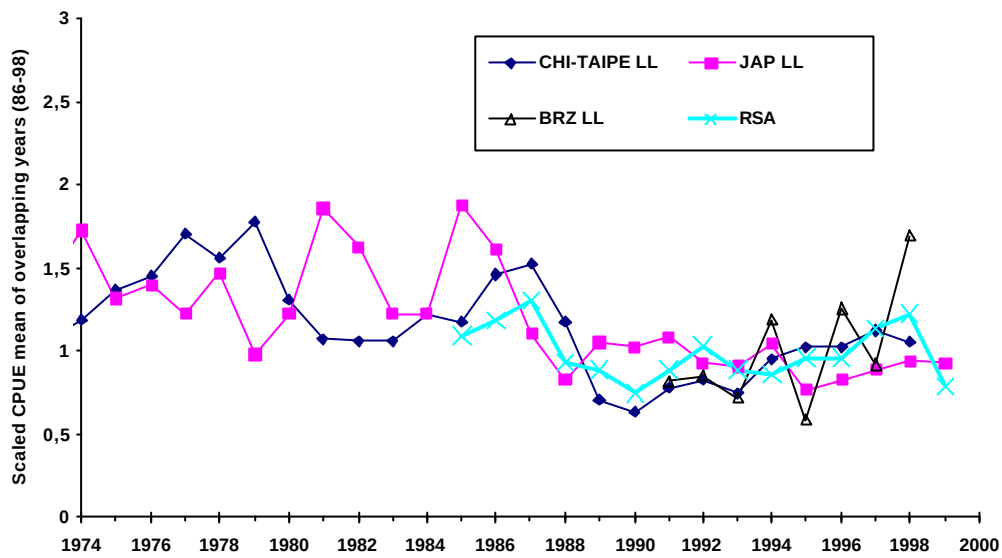


Fig 14. Scaled CPUE (1986-1998) series for south Atlantic albacore

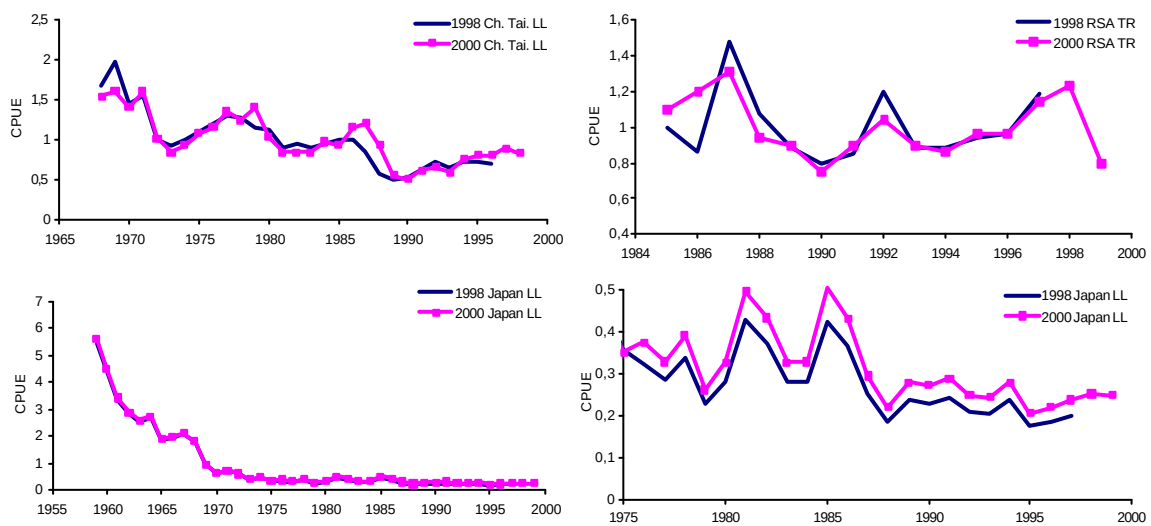


Figure 15. Comparison between 1998 and 2000 standardized CPUE series (scaled to their mean) for south Atlantic albacore.

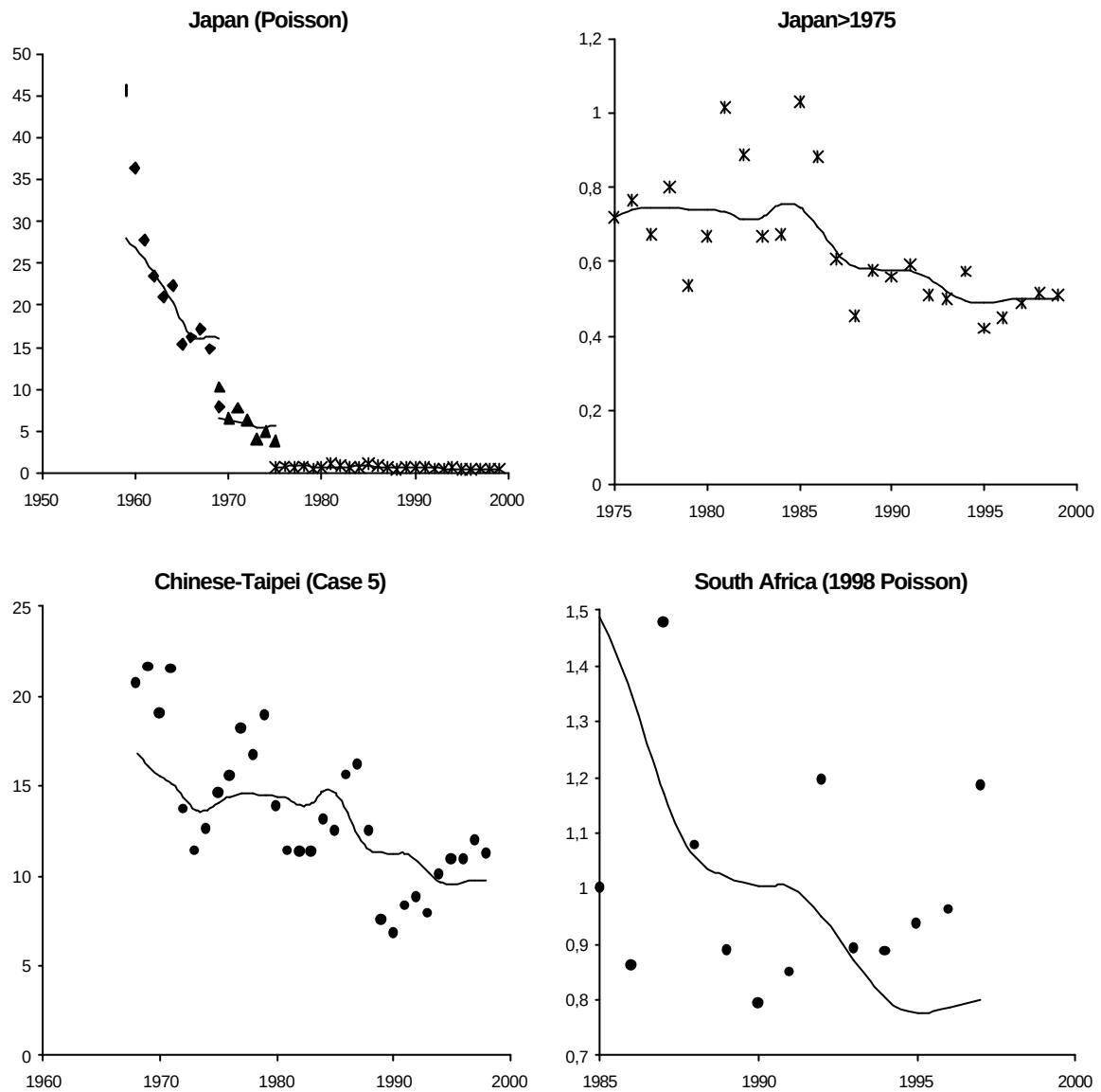


Fig 16a. Results of the ASPM base case assessment showing fits to the abundance series.

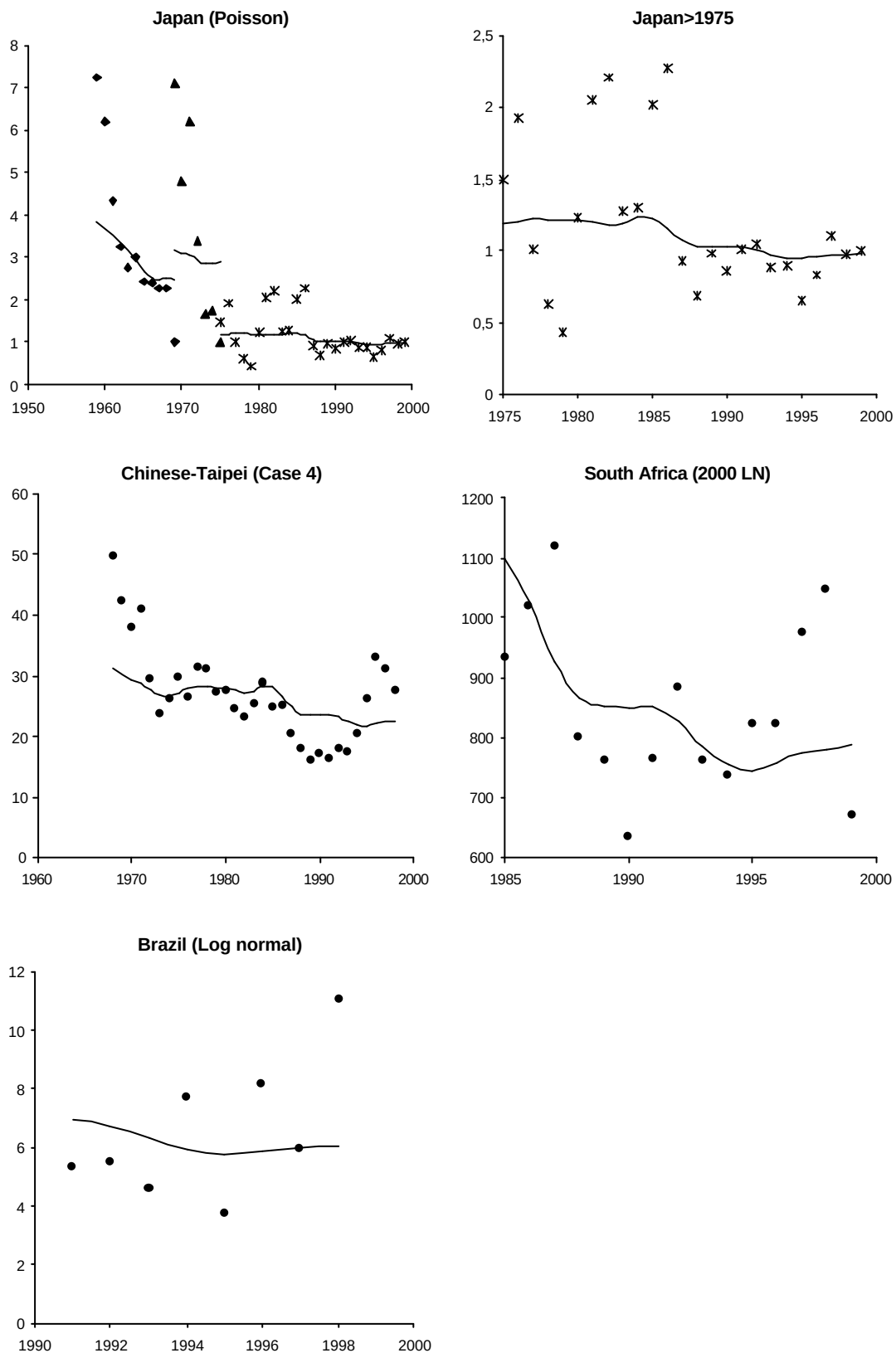


Fig 16b. Results of the ASPM alternative base case assessment showing fits to the abundance series.

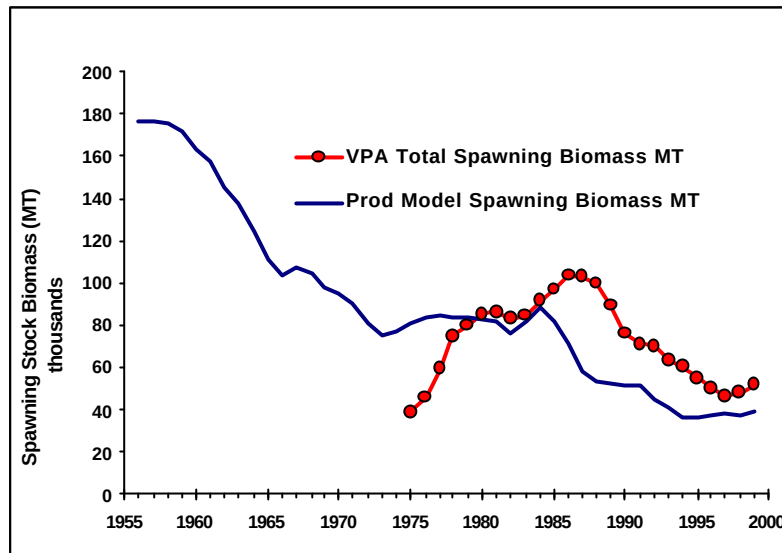


Fig 17. Comparison of Stock Spawning Biomass estimates from the production model ASPM (solid) and the VPA model (circles)

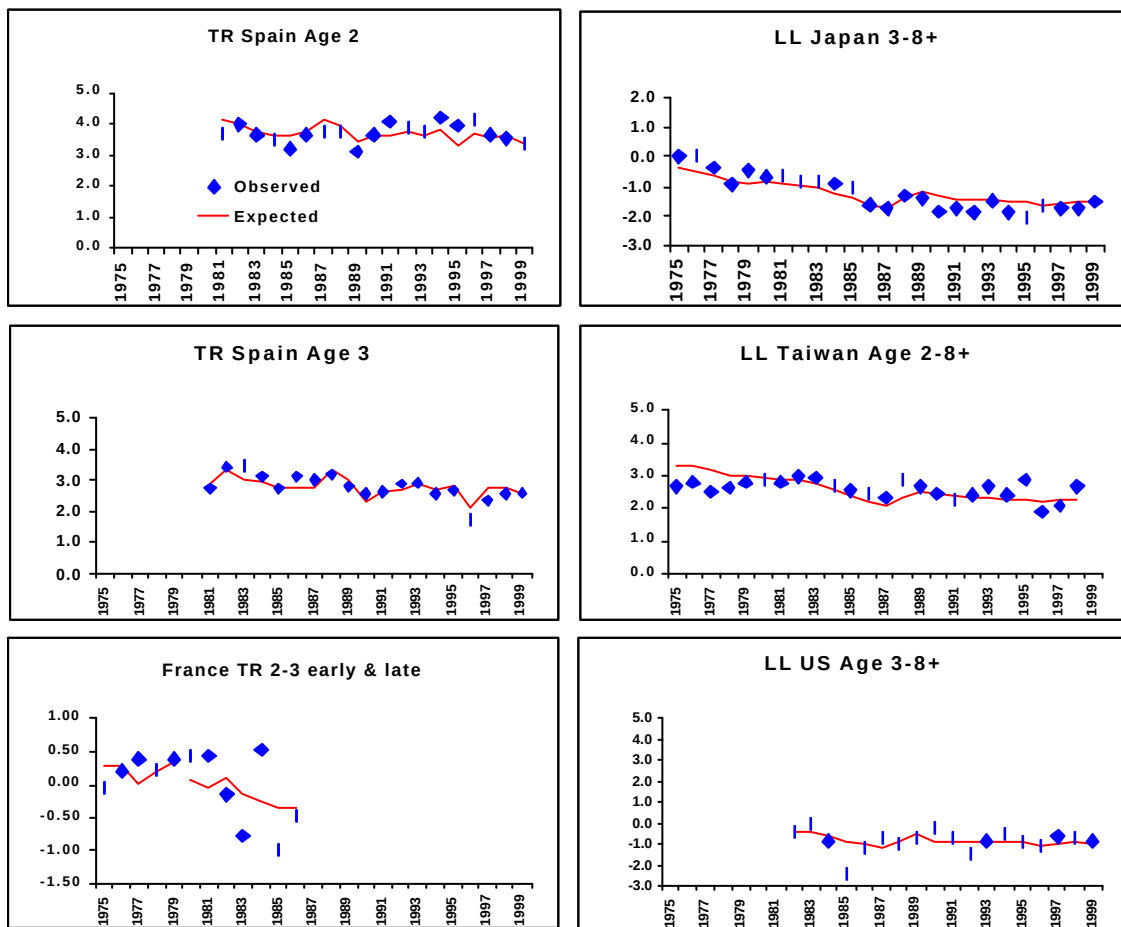


Fig 18. Fitted north Atlantic albacore CPUE indices (VPA base case).

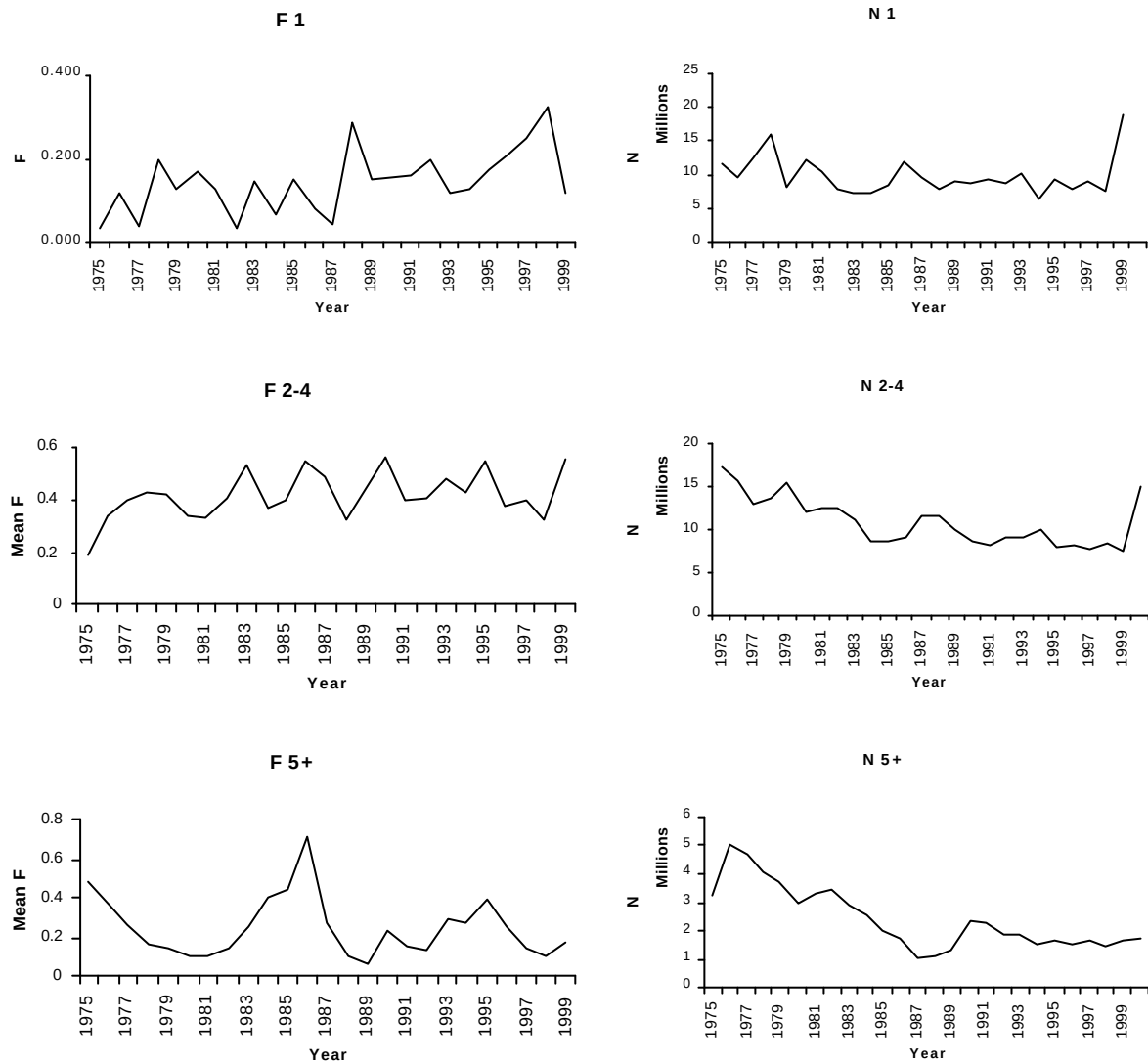


Fig 19. Fishing mortality and stock size estimates for north Atlantic albacore (VPA base case).

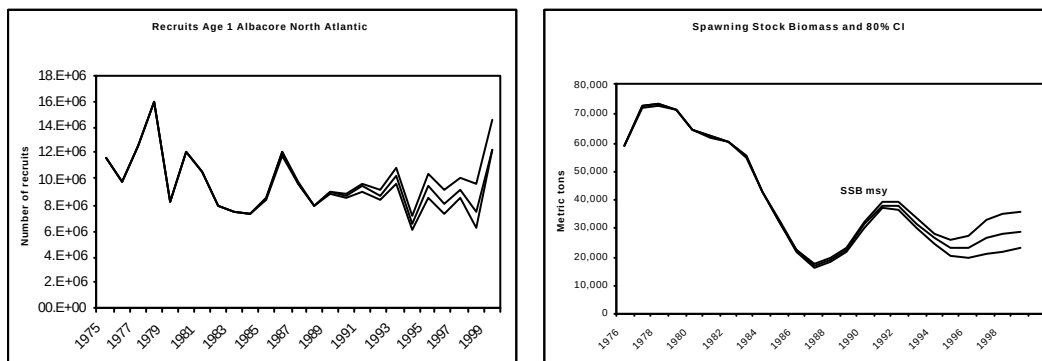


Fig 20. Recruitment (left) and Spawning Biomass (right) estimates from the VPA model for the northern albacore stock (with 80% confidence limits).

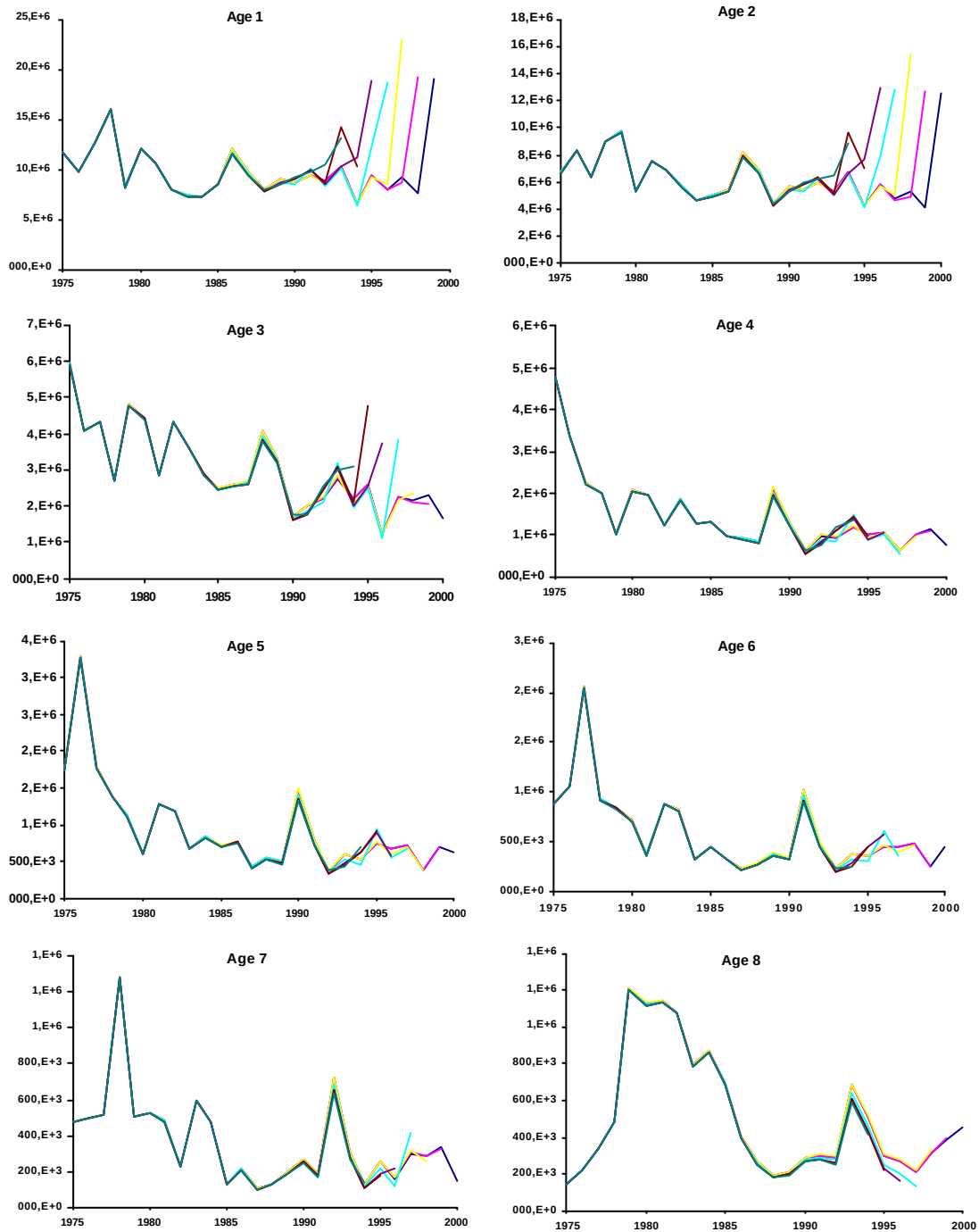


Fig 21. VPA retrospective analysis for north Atlantic albacore (numbers of fish by age).

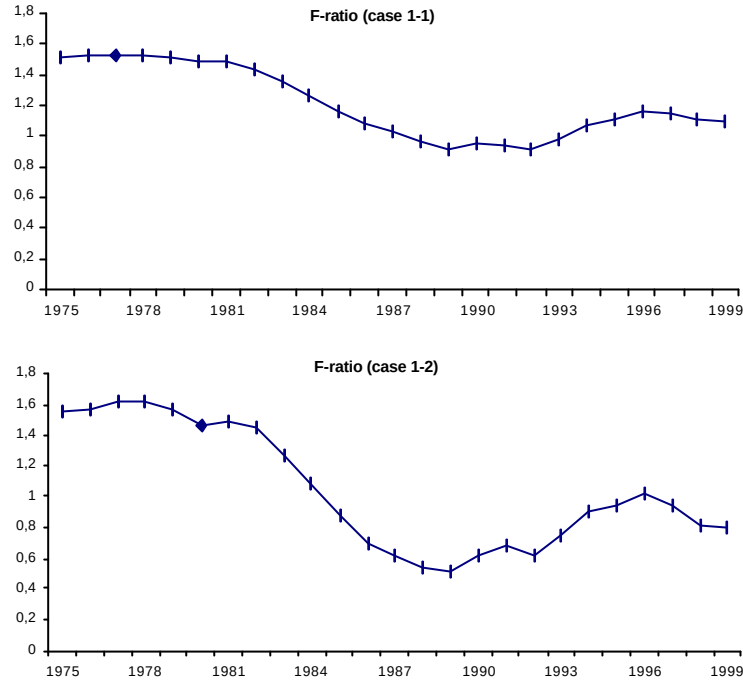


Fig 22. Estimated F-ratios for the sensitivity runs(case 1-1: Random walk $\hat{a} = 0.25$; case1-2: Random walk $\hat{a} = 0.5$)

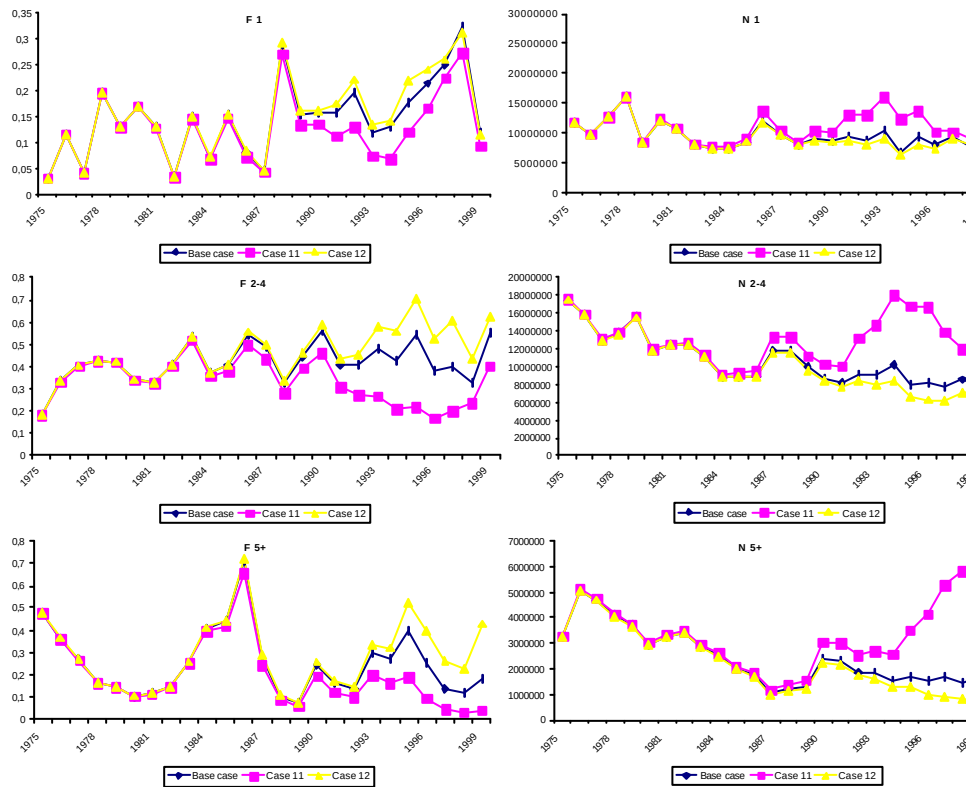


Fig. 23. Estimated fishing mortality and abundances from the base case and two sensitivity runs for North Atlantic albacore (Case 11: including Spanish troll age 2 only; Case 12: including Spanish troll age 3 only).

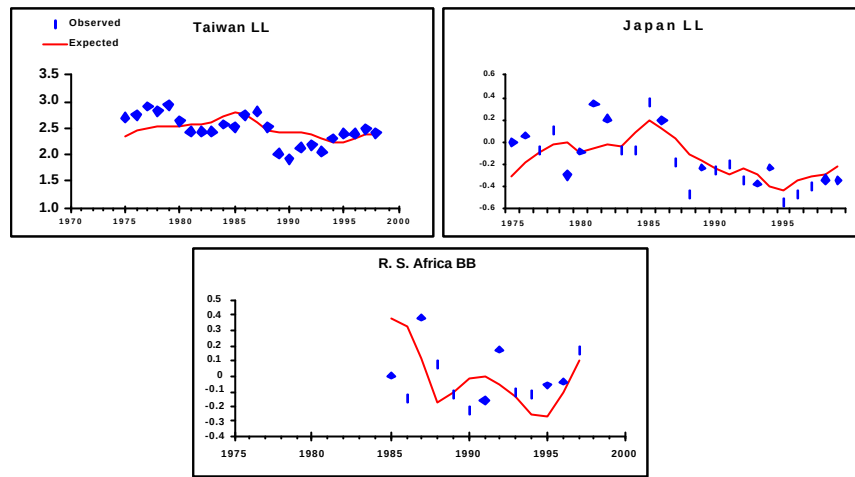


Fig 24. Fitted south Atlantic albacore CPUE indices (VPA base case).

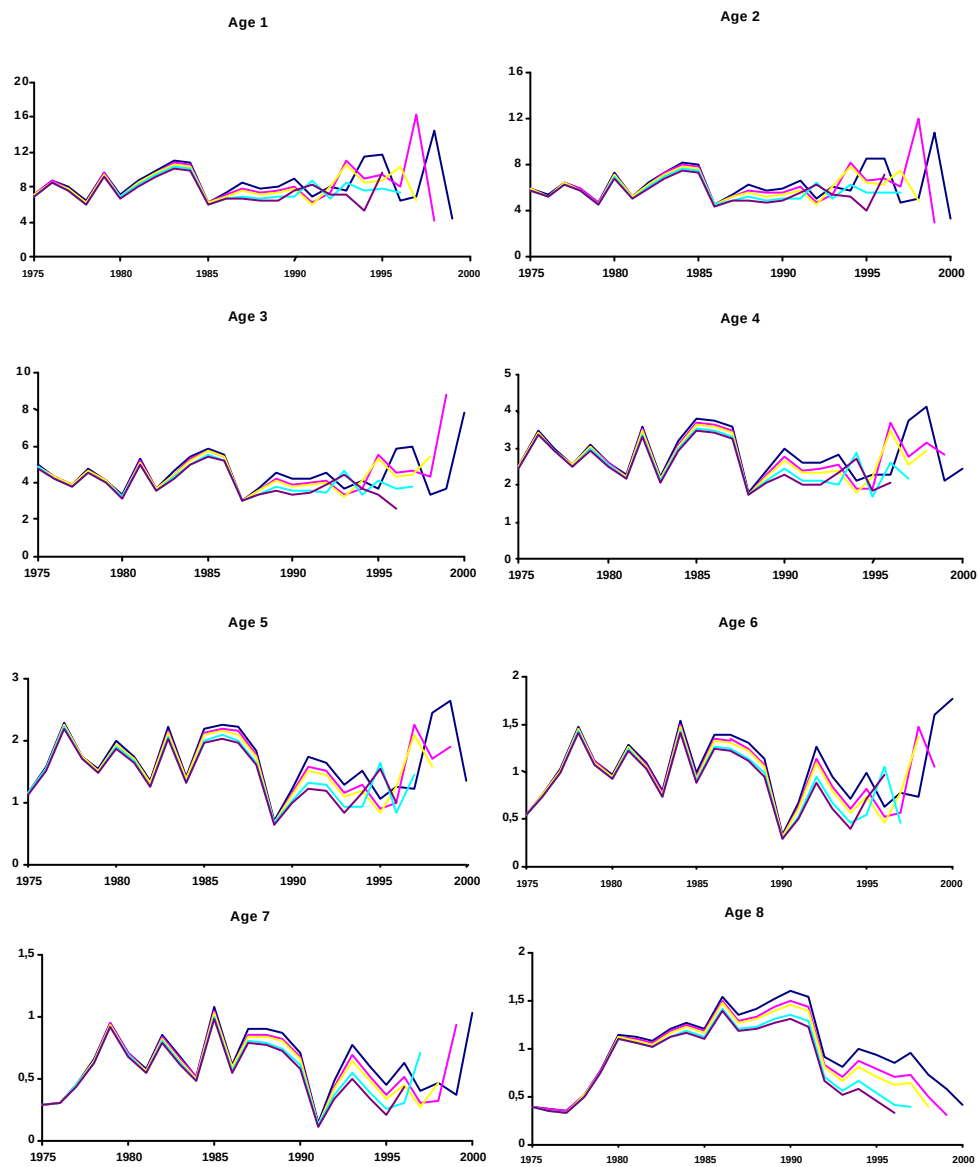


Fig 25. Retrospective analysis by VPA for South Atlantic Albacore fish (millions by age).

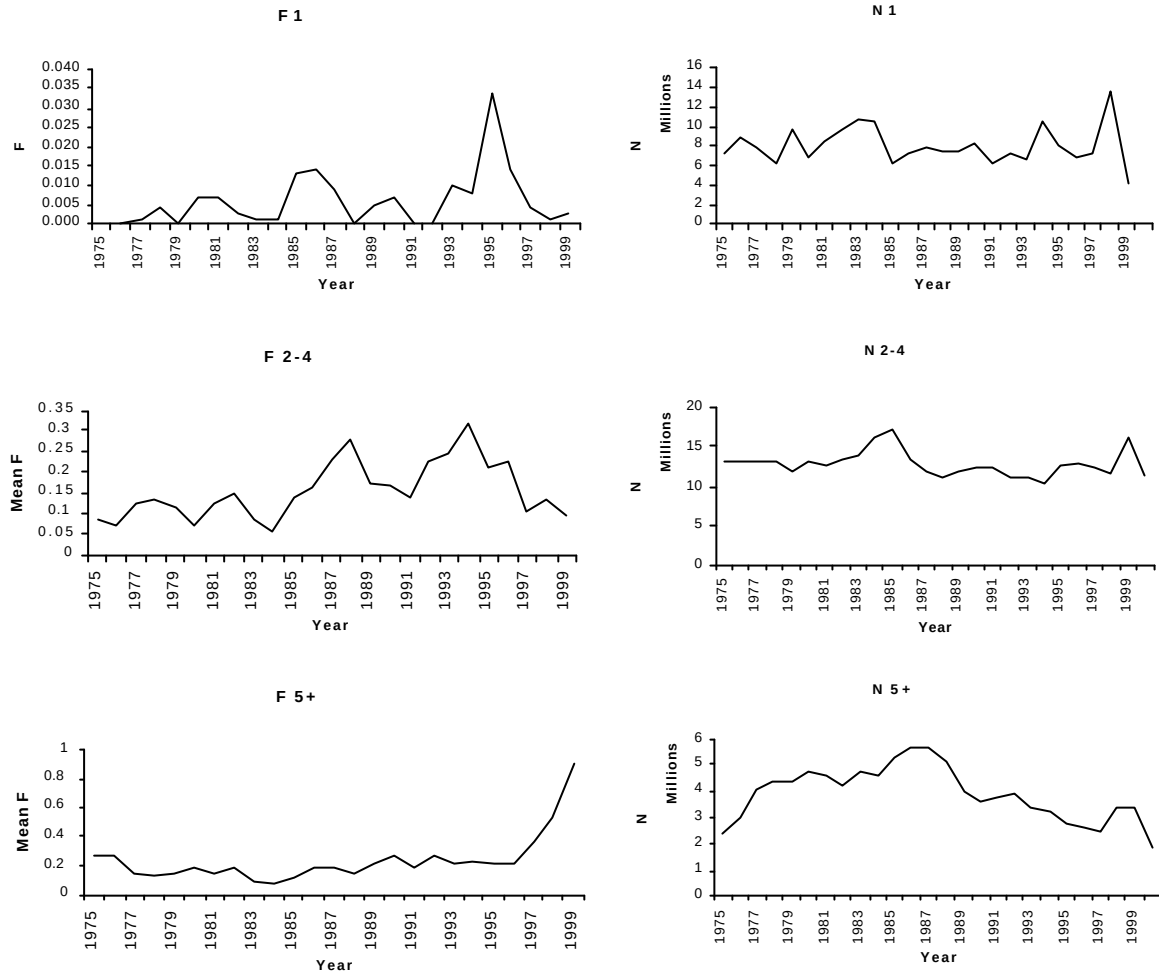


Fig 26. VPA estimates of fishing mortality and numbers of fish by age-group for south Atlantic albacore.

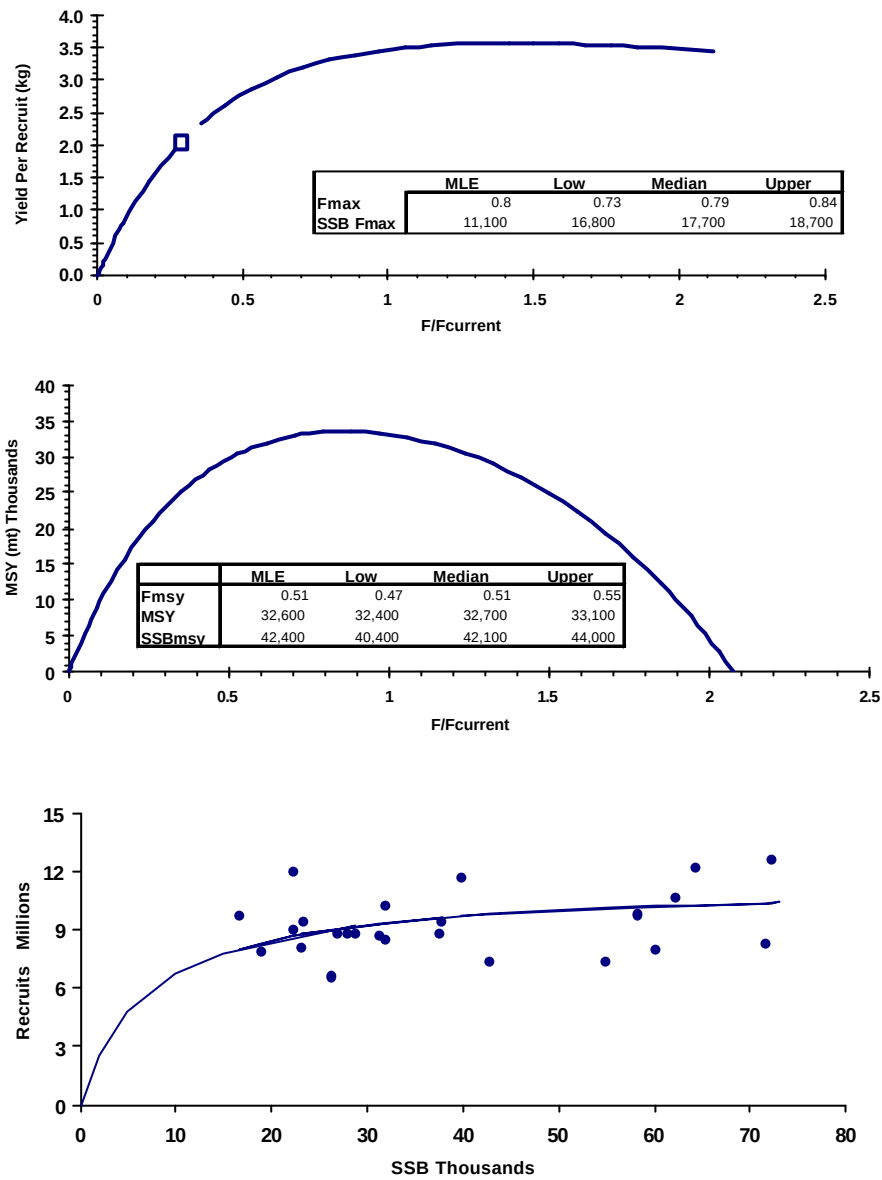


Fig. 27. Albacore North, Yield per recruit and MSY estimates from VPA.

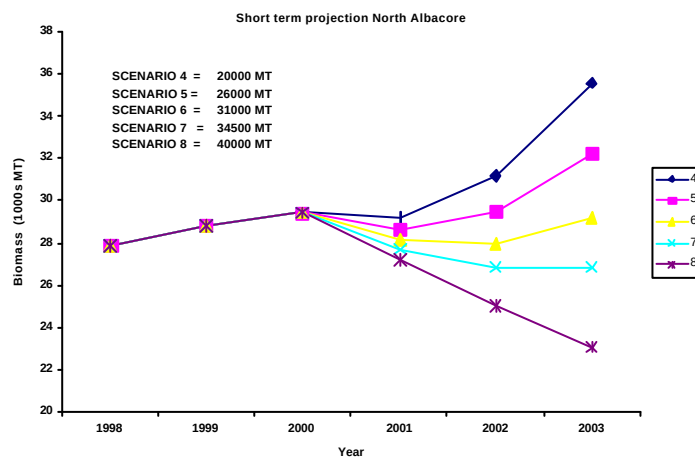


Fig 28. Short term projections for the northern albacore stock from the VPA model.

Appendix 1

AGENDA

- 1 Description of the fisheries
- 2 Review of data
- 3 Review of biology
- 4 Environmental influences
- 5 State of the stocks
- 6 Outlook
- 7 Fishing effort comparisons
- 8 Recommendations
- 9 Management considerations

Appendice 1

ORDRE DU JOUR

1. Description des pêcheries
2. Examen des données
3. Considérations biologiques
4. Environnement
5. Etat des stocks
6. Perspective
7. Comparaisons des efforts de pêche
8. Recommandations
9. Implications de gestion

Apéndice 1

ORDEN DEL DÍA

- 1 Descripción de las pesquerías
- 2 Examen de los datos
- 3 Aspectos biológicos
- 4 Influencia del medio ambiente
- 5 Estado de los stocks
- 6 Perspectivas
- 8 Recomendaciones
- 9 Implicaciones de ordenación

LIST OF PARTICIPANTS /LISTE DES PARTICIPANTS/LISTA DE PARTICIPANTES

BRAZIL/ BRÉSIL/ BRASIL

Meneses de Lima, José Heriberto

Centro de Pesquisas e Extensão; Pesqueira do Nordeste-CEPENE/IBAMA; Dr. Samuel Hardman
s/n; 555 78000 -Tamandare- PE

Tel: +55 81 676 11 66; Fax: +55 81 676 13 10; E-Mail: meneses@ibama.gov.br

CHINESE TAIPEI/ TAÏ PEI CHINOIS/TAIPEI CHINO

Chang, Shui-Kai

Director, Fisheries Data Division; Overseas Fisheries Development Council; 19, Lane 113, Roosevelt
Road, Sec. 4; Taipei 100

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

Yeh, Shean-Ya

Professor - Institute of Oceanography ; Taiwan University; P.O. Box 23-13; Taipei

Tel: +886 2 363 7753; Fax: +886 2 392 5294; E-Mail: sheanya@ccms.ntu.edu.tw

EUROPEAN COMMUNITY /COMMUNAUTÉ EUROPÉENNE/COMUNIDAD EUROPEA

Arrizabalaga, Haritz

AZTI; Isla de Txatxarramendi Ugarte a z/g; 48395 Sukarrieta (Bizkaia)

Tel: +34 94 687 07 00; Fax: +34 94 687 00 06; E-Mail: harri@azti.es

Bertignac, Michelle

IFREMER- Station de la Rochelle ; Place du Séminaire, B.P. 7; 17137 L'Houmeau

Tel: +33 5 46 50 94 40; Fax: +33 5 46 50 93 79; E-Mail: michel.bertignac@ifremer.fr

Comiskey, Patricia

BIM (The Irish Seafisheries Board); Crofton Road, Dun Laoghaire; Dublin

Tel: +353 1 214 4278; Fax: +353 1 230 0564; E-Mail:

Gautiez, François

MAP/DPMA; 3 Place Fontenoy; 75700 Paris - 07 SP

Tel: +33 1 4955 8203; Fax: +33 1 4955 8200; E-Mail: francois.gauthiez@agriculture.gouv.fr

Keatinge, Michael

BIM (The Irish Seafisheries Board); Crofton Road, Dun Laoghaire; Dublin

Tel: +353 1 214 4278; Fax: +353 1 230 0564; E-Mail: keatinge@bim.ie

Ortiz de Zárate, Victoria

Instituto Español de Oceanografía; Promontorio de San Martín, s/n; 39012 - Santander

Tel: +34 942 29 10 60; Fax: +34 942 27 50 72; E-Mail: victoria.zarate@st.ieo.es

JAPAN / JAPON

Hiramatsu, Kazuhiko

National Research Institute of Far Seas Fisheries; 5-7-1, Chome Orido; Shimizu - Shizouka 424-8633
Tel: +81 543 36 6014; Fax: +81 543 35 9642; E-Mail: hira@enyo.affrc.go.jp

Suzuki, Ziro

National Research Institute of Far Seas Fisheries; 5-7-1, Chome Orido; Shimizu - Shizouka 424-8633
Tel: +81 543 366 041; Fax: +81 543 359 642; E-Mail: suzuki@enyo.affrc.go.jp

Uozumi, Yuji

National Research Institute of Far Seas Fisheries; 5-7-1- Chome Orido; Shimizu - Shizouka 4248633
Tel: +81 543 36 6037; Fax: +81 543 35 9642 ; E-Mail: uozumi@enyo.affrc.go.jp

SOUTH AFRICA /AFRIQUE DU SUD /SUDAFRICA

Leslie, Robin

Marine and Coastal Management; Private Bag X2; Roggebaai 8012
Tel: +27 21 402 3141; Fax: +27 21 425 2920; E-Mail: rwleslie@sfri.wcape.gov.za

UNITED STATES / ETATS UNIS/ ESTADOS UNIDOS

Ortiz, Mauricio

Southeast Fisheries Science Center-NMFS; 75 Virginia Beach Dr.; Miami, FL. 33149
Tel: +1 305 361 4288; Fax: +1 305 361 4562; E-Mail: mauricio.ortiz@noaa.gov

Porch, Clay

Research Fisheries Biologist; Southeast Fisheries Science Center; 75 Virginia Beach Dr.; Miami, FL. 33149-1099
Tel: +1 305 361 4232; Fax: +1 305 361 4219; E-Mail: clay.porch@noaa.gov

Powers, Joseph

SCRS Chairman - Southeast Fisheries Science Center-NMFS; 75 Virginia Beach Dr.; Miami, FL 33149-1099
Tel: +1 305 361 4295; Fax: +1 305 361 4278; E-Mail: joseph.powers@noaa.gov

Scott, Gerry

Southeast Fisheries Science Center-NMFS; 75 Virginia Beach Dr.; Miami, FL. 33149-1099
Tel: +1 305 361 4220; Fax: +1 305 361 4219; E-Mail: gerry.scott@noaa.gov

ICCAT SECRETARIAT/ SECRÉTARIAT ICCAT/SECRETARIA DE ICCAT

Restrepo, Victor

C/Corazón de María, 8, Madrid, Spain 28002
Tel: +34 91 416 5600; Fax: +34 91 415 2612; E-Mail: victor.restrepo@iccat.es