REPORT OF THE 2002 ICCAT BIGEYE TUNA STOCK ASSESSMENT MEETING

(Madrid, Spain - September 16-20, 2002)

1 Opening, Adoption of the Agenda, and Meeting Arrangements

The meeting was held at the ICCAT Secretariat in Madrid. Dr. Naozumi Miyabe, meeting Chairman, welcomed participants ("the Group"). The agenda was adopted without change (**Appendix** 1). A list of meeting participants is attached as **Appendix 2** and a list of the scientific documents submitted to the meeting is attached as **Appendix 3**.

Participants agreed that both the Detailed Report (this document) as well as the 2002 Bigeye Tuna Executive Summary would be drafted during the meeting.

The following persons served as Rapporteurs for the various sections:

Rapporteur	Section
H. Arrizabalaga	Appendix 7
X. Bard	Appendix 6
C. Brown	3.2, 3.3
J. Cramer	3.2
D. Die	3.5
M. Gujoun	Appendix 7
N. Miyabe	5, Appendix 4
P. Pallares	3.7 Appendix 7
J. Pereira	3.1, 3.4
R. Pianet	Appendix 4
V. Restrepo	1, 3.6, 6, 7, Appendix 5
Y. Takeuchi	3.2, 3.8
K. Uosaki	2
Y. Uozumi	4

2 Description of the fisheries

2.1 Overview

The bulk of the catch was taken by the longline fishery, which accounted for almost 60% of the total catch (**Table 1**, **Figure 1**). Other components are the purse seine and baitboat fisheries whose catches were almost 20% each.

2.2 Longline fishery

The Japanese longline fishery started in 1956 and primarily fished yellowfin tuna and albacore from the beginning of their history in the Atlantic. However, since the late 1970s, the target species has changed to bigeye tuna in the tropical waters and bluefin tuna and southern bluefin tuna in the temperate waters. After that, the fishing effort directed to bigeye tuna gradually concentrated in the eastern part of the tropical waters (**Figure 2**). At the same time, the fishermen started setting longline hooks at deeper depth trying to improve bigeye catch (SCRS/2002/151). Fishing effort employed by this fishery tended to increase during the same period, which was 45 million hooks (on average) in the

late 1970s and then peaked at 120 million hooks in 1996. Thereafter the number of hooks decreased to 99 million in 2000 (81% of 1996) and 78 million in 2001 (64% of 1996). The catch of Japanese longline tended to increase from the beginning of their history up to the early 1990s; the average catch was about 15,000 t in the 1960s and the 1970s, about 25,000 t in the 1980s, and 35,000 t in the early 1990s. However, the catch quickly decreased during the late 1990s, and reached 24,000 t in 2000, and 19,000 t in 2001.

Chinese Taipei longline fleets were introduced to fish tunas and tuna-like species in the Atlantic Ocean from the early 1960s. Among the targets, bigeye tuna has became one of the most important target species for this fishery since 1990. Although most of the Chinese Taipei longline fleets shifted their fishing type from shallow sets targeting albacore to deep sets targeting tropical species (bigeye tuna and yellowfin tuna) in 1987, the reported bigeye catches were not large compared to total catches during 1987-1989. The catch of bigeye tuna for this fishery amounted to 8,000 t in late 1960s, then decreased to only a few thousand tons in the mid-1970s and 1980s, and was around 20,000 t during 1994-1997, with peak in 1996 (21,850 t). An annual catch limit was set at 16,500 t and 125 vessels from 1998 onward. The catches for 1998-2001 amounted 16,314 t, 16,837 t, 16,795 t, and 16,429 t, respectively.

Increasing catches by China have been reported since 1993, at about 500 t in 1993-1997 and then an increase to about 7,000 t in 1999-2001, an amount that corresponds to 9-13% of the total longline catch.

The catch by United States was 500-1,000 t during the 1990s. Area closures introduced in the U.S. longline fishery in 2001 did not appear to affect the catch of bigeye tuna. Most of the bigeye landings from U.S. longline vessels in 2001 came from vessels fishing off the East Coast of the United States in the area from Cape Hatteras, North Carolina, to Massachusetts. That region had just one small area closed to longline fishing for one month. The larger, year round closures were in the area south of Cape Hatteras. Total reported catches and landings for 2001 (1,085 t, preliminary) were similar to the 1997 to 1999 average catch (1,109 t). The 2000 landings were exceptionally low (574 t) for the five-year period, due mainly to very low estimated rod and reel catches in the northwestern Atlantic.

2.3 Purse seine fishery

The purse seine fishery exists on both sides of the Atlantic Ocean, but the magnitude of the eastern Atlantic fishery has been much larger than the fishery in the western Atlantic.

- Eastern Atlantic

The purse seine fishery in the eastern Atlantic is composed of two components: the EC fleets (France, Spain and associated, i.e., other flags from European tuna boat owners), and a fleet based in Ghana operating since 1997 (**Figure 3**). Unlike the case of the longline fishery, the fishery statistics necessary for stock assessment (logbooks as well as sampling for size and species composition) have been collected from most of the purse seine fleets associated with the EC fleet. Very little information is available from the Ghanaian purse seine fishery.

The total number of European and associated purse seiners has declined from 71 boats in the 1990s and stabilized to 40-45 since 1998; some of these boats are associated with auxiliary vessels (supplies) for the FAD fishery. This fishery operates using two fishing modes: on logs (or Fish Aggregating Devices) and on free schools; log sets represent 35 to 50 % of the total number of sets. The total catch was close to 155,000 t in 2001, from which 14,000 t (9%) was bigeye, and more than 80% of this bigeye catch was made on FADs and was comprised of juveniles (35-65 cm FL, with an average weight of 4 kg).

The situation is more complex for the Ghana-based fleet, whose purse seiners work either as classical purse seiners on FADs, or in association with baitboats and carriers, quite exclusively in the

Gulf of Guinea area. This fleet developed rapidly from two boats catching 7,000 t in 1996 to 10 boats catching 32,000 t in 2001 (**Table 2**), of which about 7,500 t was bigeye (**Table 3**).

Since November 1997, the EC purse seine fleets introduced a three-month moratorium on FADs in the area encompassed by 5°N, 4°S and East of 20°W in the Gulf of Guinea. This voluntary moratorium was again conducted in 1998 until it became mandatory through an ICCAT Recommendation for all purse seiners (June 1999) and then all fleets (June 2000). This measure introduced a significant change in fishing area and activities of the EC purse seine fleets: the decrease in the number of their vessels and the implementation of the moratorium resulted in a reduction their log catch (40%) in general, and more specifically of their bigeye catch (50%).

- Western Atlantic

In the western Atlantic the only purse seine fishery is operated by Venezuela; this is a classical free school fishery, with a total catch of 20,000 t, including about 500 t of bigeye.

2.4 Baitboat fishery

- Eastern Atlantic

The tuna fishery in Ghana, started by the Japanese in the early 1960s, targeted skipjack, with minor landings of juvenile yellowfin and bigeye. During the past four decades, tuna fishing in Ghana has been characterized by major changes. The baitboat catches dominated the landings in Ghana, unloading in Tema (Figure 4). Fish caught by this gear were rather small, captured only on free swimming schools including yellowfin, skipjack, bigeye and some minor species. The introduction of FADs since the early 1990s changed the fishing strategy of baitboats. The proportion of bigeye increased regularly in the baitboat catches. Since 1997, the re-introduction of purse seiners has resulted in an association with baitboats. Fishing operations on FADs continued as well but more so for baitboats than purse seiners. These successive changes have notably increased the catch rate of baitboats and seem to have affected particularly the proportion of bigeye (Figure 5), and thus the nominal CPUE. See Appendix 4 for more information on this point.

There are several baitboat fisheries that operate along the African coast. One of them is the baitboat fishery based in Dakar that began operations in 1956 in the coastal areas off Senegal and Mauritania. The bigeye tuna fishing season is from March to November. The average weight of bigeye tuna taken by these fleets is 8 kg.

Other baitboat fisheries operate in the various archipelagoes in the Atlantic: Azores, Madeira, Canary Islands and Cape Verde (Figure 4), which target different species of tuna, including bigeye tuna, according to the season. The fishing season for this species in the Azores is from April until July; the average weight of bigeye is 19 kg. In Madeira, the bigeye tuna fishing season is from March to July. The average weight of bigeye tuna taken by these fleets is 20 kg. In both Madeira and the Azores, a decrease in the catches has been observed in recent years, probably due to environmental conditions that produce fluctuations in the local bigeye abundance and availability. The fishing season for this species in the Canary Islands is from March until October; the average weight of bigeye is 19 kg.

Since the early 1990s some baitboat fleets have operated different types of fisheries. Fleets in Dakar and the Canary Islands use the boat itself as a floating object, under which the various species of tuna aggregate, including bigeye tuna.

The Spanish tuna fisheries for albacore and bluefin catch small quantities of bigeye tuna as bycatch during the summer months.

- Western Atlantic

In the western Atlantic the first fishery developed was the baitboat fishery (in the 1950s). The most important fishery is the Brazilian baitboat fishery, which only targets skipjack tuna. **2.5** *Environmental considerations*

Document SCRS/2002/100 describes the seasonality and inter-annual variability observed in the catches of bigeye and skipjack tuna carried out by the baitboat fleet in the areas around the Madeira archipelago. There is a description of the fluctuations of some of the local environmental indicators (SST) and global indices (GSNW index) which may be able to explain, in part, the seasonal occurrence of these species or age structure, and consequently, the inter-annual fluctuations in the local abundance and availability in the fishing zones targeted by this fleet. The document also discusses the possible causes for the diminishing catches observed in this fleet in recent years.

Comparisons between the CPUEs (in number) by size classes of bigeye tuna and the GSNW index may point to some coincidence between this GSNW index and the local abundance-availability of the different bigeye size classes. The data suggest that there is some agreement between the values of the GSNW index and the CPUE values of some of the size groups. The CPUEn values by size class show substantial fluctuations across the years, but also noteworthy are the diminishing CPUEs in all the size groups starting in the mid-1990s, which would explain the drop in the catches of this fleet seen in recent years.

In the relative annual catch data (%) of bigeye by size group, the GSNW index value was seen to coincide somewhat with the changes in the availability of some of the size classes. A clear positive relationship was observed in the group of small fish (group 2; 70-90 cm), while there was an opposite relationship in the larger sized group of fish (group 5-7+; > 130cm). These variations in the availability of the different groups would have a major impact on the annual returns in weight obtained by the fleet. Therefore, the greater or lesser annual availability of the respective size groups may have a critical impact on the success or failure of the fishing season as a whole.

3 State of the stocks (see also Appendix 4)

3.1 Stock structure

The Committee continues to accept the current hypothesis of an Atlantic-wide single stock for bigeye tuna, based on circumstantial evidence, such as the time-area distribution of fish and movements of tagged fish. However, the possibility of other scenarios, such as north and south stocks, should not be disregarded.

A new study (SCRS/2002/159) of the genetic variability of 177 individuals of Atlantic bigeye tuna from four fishing areas (Côte d'Ivoire, Canary Islands, Azores and Canada) through the amplification and sequencing of the mitochondrial genome was presented. This study suggests the possible existence of three independent genetic stocks or ancestral maternal polymorphism of bigeye in the Atlantic, one majoritary (Clade II), one relatively abundant (Clade I) and one minoritary (Clade III). There is no gene flow between the three Clades that behave as independent genetic structures. There is, however, a gene flow inside each Clade, except the Clade I populations of Canada and Côte d'Ivoire. The proportions of the three Clades vary for the different populations, but it appeared there is no latitudinal gradient in the Atlantic. The study concludes with the need of more samples from different areas, especially from the South American and South African areas, and also from different time frames.

3.2 Catch data

3.2.1 Task I and unreported catches

No major changes to the Task I historical catches were made since the last assessment. Task I catches for Congo (8 t), Liberia (57 t), Morocco (770 t), Uruguay (25 t), and Korea (43 t) were carried over from the previous year. Task I catches reported by Côte d'Ivoire were removed since it appears that these catches had also been reported by the European Union. Additional catches from Spanish baitboats in the Bay of Biscay were reported for 1998 through 2001. This was by-catch from the temperate tuna fishery. The Japanese longline catch was updated for 2000.

Longline catches from Japanese import statistics for 2001 were included in the catch table for Panama (469 t), St. Pierre and Miquelon (90 t), Georgia (140 t), Gambia (5 t), Belize (3658 t), Honduras (1880 t), Equatorial Guinea (1652 t), and Sierra Leone (39 t). These catches are minimum estimates since weights were in product weight (*i.e.*, not converted to whole weight), and all of the catch was not necessarily exported to Japan. However, these catches, based on the Japanese import statistics, were considered to be primarily from the Atlantic but may include some catches from other oceans.

The Ghanaian bigeye catch has generally been low and was considered by the Group to be underestimated because of the problem in identifying small bigeye in this multi-species fishery. Ghanaian Task I catches for 1990 through 2001 were re-calculated by quarter, and corrected for species composition on the basis of sample weight submitted. These catch estimates were compared to previous estimates based on annual proportions, and showed considerable differences for some years, maybe due to sampling problems (low coverage, samples from baitboats only and not from carrier vessels, etc.). See more detailed information on Ghanaian fisheries statistics in **Appendix 5**.

3.2.2 Size/Age conversion

- Traditional

New growth estimates based on both tagging data and otolith analysis were presented (see 3.4.3); as these results are still preliminary, the Group decided not to use them for this assessment. The Group will consider the new analyses once they are completed.

Catch-at-size was converted to catch-at-age using the Cayré and Diouf growth equation (SCRS/83/080); $L_t = 285.3745(1 - \exp(-0.11270422(t+1.0)))$. Age in this case implies the cohort in calendar year. Cut-off points (upper limit of each age by quarter-of-the-year) were calculated by adding half a year to each quarterly age under the assumption that growth does not vary seasonally. These cut-off points and resulting catch-at-age are given in **Table 4** and **Table 5**.

- Alternative

During the meeting, doubt about the appropriateness of this conversion was raised. First, the cutoff points for age 0 apparently include fish older than 1 year old, except in the first quarter. Second, the cut-off points were not appropriate in effectively separating cohorts. The Group discussed this matter and decided to at least investigate the impact of this problem and conduct a sensitivity run using catch-at-age created with alternative cut-off points. Alternative cut-off points are defined in **Table 6** and catch-at-age was compared with the catch-at-age estimated by the current cut-off points (**Table 7**).

The alternative catch-at-age assigned more fish of age 1 from fish that were assigned to age 0 in the current catch-at-age. In addition, the number of fish older than age 0 generally increased because the cut-off points in alternative one were smaller. The Group discussed this possible problem but could

not conclude whether or not this alternative is valid, and recommended further investigation on this matter before the next assessment.

During the last assessment, in 1999, the age-slicing method used for the 1997 bigeye tuna stock assessment was repeated. This method was based on the growth curve described by Cayré and Diouf (SCRS/83/080). This original paper estimated values for L₈ (285.37) and k (0.1127), but didn't estimate a the In 1997, a the value of -1.0 was assumed in order to better reflect biological ages. Quarterly upper limits were then defined from the predicted sizes-at-age six months after the beginning of each quarter (Table 4). However, during discussion for the current assessment, it was noted that Cayré had later proposed a t_0 value of -0.5 for the growth curve. Furthermore, there were concerns expressed regarding the times-at-large for tagged fish, length range and the number of recaptures available to Cayré and Diouf (SCRS/83/080). An alternative growth curve was proposed based upon Alves et al. (SCRS/97/095), which used hard part analyses and utilized a larger sample and broader size range (L₈ =247.29, k =0.14, $t_0 = -0.54$). However, since several abundance indices had been based on the 1997 limits, the Group agreed to use the upper limits used for the 1997 assessment again for the 1999 assessment. However, the Group encouraged further research on this question and recommended that the question be revisited during the 2002 SCRS Tropical Working Group meeting, in order that any new upper limits would be available for analyses prior to a subsequent bigeye tuna assessment or analysis of the impact of the moratorium (on FAD operation by the surface fishery). The Group also recommended that the upper limits be defined from the predicted sizes-at-age six months after the middle of each quarter (rather than the beginning).

Despite the discussion and recommendations by the Group, the age slicing and age-specific abundance indices for the 2002 assessment were again based upon the quarterly limits defined for the 1997 assessment. The Group considered the potential effect of the alternative age-slicing methodologies. The discussion focused on three concerns:

- 1) The lack of a definitive growth curve. Although many growth curves have been proposed in the literature, many of these suffer from a limited range of fish sizes, small sample sizes, limited geographic range of the sampling, and/or various problems inherent in tagging or hard part analyses.
- 2) The definition of age-slicing limits considering growth variability and variability in cohort strength. The placement of lower and upper limits equal to the expected size of fish six months prior to and six months after each quarter was intended as a simple approximation intended to minimize the chance of overlap in cohort size distributions. The recommendation to base this shift from the middle of each quarter was based on the assumption that fish can be described as being caught, on average, in the middle of each quarter.
- 3) The feasibility of using age-slicing to define calendar year based age-classes for a species in which recruitment is distributed evenly throughout the year (the working hypothesis). The size range between fish born in January and December of the same calendar year can be quite large, making it quite difficult to successfully apply the "moving window" approach of age slicing in which fish of the same age-class are supposed to fall between the defined upper and lower limits for each time period.

An *ad hoc* simulation model was constructed in order to evaluate the sensitivity of the age-slicing results to various specifications of the growth curve parameter t_0 (the main difference between the alternative growth curves proposed during discussion by the Group). The Cayré and Diouf (SCRS/83/080) estimates of L₈ and k were used for simplicity so that the currently applied growth curve would be represented in the results. A uniform recruitment distribution was simulated by defining individual growth curve trends, beginning each month, for two successive years. Growth was deterministic based upon the input growth parameters, i.e., the effects growth variability and cohort strength were not evaluated. The current age-slicing limits (as used for the 1997, 1999, and 2002 assessments) were applied to the growth trends to generate an estimated (calendar year based) age-

class assuming that each represented fish caught in that month. These estimated age-classes were compared to the true age-classes; the overall results are shown in **Table 8**. The age-slicing performed perfectly under these conditions for true age class 0. However, there were systematic misclassifications of fish to the next lower age class beginning in age class 1. If the "true" k value is 1, then the results indicated fish in the first seven age-classes would incorrectly be classified 33% of the time into the next lower age-class. This bias would persist across all specific age-classes except for fish with a true age-class of 0 (although true age-class 1 fish would be misclassified as age-class 0). If, on the other hand, the "true" t_0 is actually 0.5 (the value reportedly proposed by Cayré and Diouf and a value which, if applied, would move the growth curve to agree closely with the Alves *et al.* (SCRS/97/95) then the age-classes would be misclassified 80% of the time.

In an effort to minimize the misclassification under these conditions, alternative age-slicing limits were defined based on the expected sizes at the beginning of each quarter (assuming $t_0 = 0.5$), i.e., the lower limit is the expected size at the beginning of the quarter and the upper limit is the expected size at the beginning of the next quarter (**Table 6**). This was considered an extreme case, as in actual practice growth variability would likely limit the usefulness of such a narrow window. Applying the alternative limits, the age-class misclassification is reduced to 8% if $t_0 = 0.5$ (**Table 8**). However, if the "true" value of t_0 is 1, the probability of misclassification to the next lower age-class is reduced to almost 0, but the chance of misclassification to the next higher age-class is increased to 38%. The alternative age-slicing limits were used to generate an alternative catch-at-age matrix. VPA was applied to this alternative catch-at-age as a sensitivity analysis in order to evaluate the potential differences in results if alternative age-slicing limits were applied.

It is clear that the age-slicing limits are very sensitive to the input growth curve. Thus, the Group strongly recommended that all available data be evaluated in order to better define the growth curve prior to the next assessment, with sufficient time allowed for age-specific indices to utilize any new limits. Furthermore, it is apparent that the results of the simulation model are reflective of a greater problem inherent in the analysis of species that recruit throughout the year. The Group recommended that alternative age-slicing methods and/or assessment models be developed which are applicable when recruitment is more or less evenly distributed throughout the year or has multiple peaks. One potential approach to age-slicing might be to utilize models in which the age-class is defined based upon true age rather than calendar year (all fish less than one year-old would be age- class 0, etc., regardless of the calendar year of birth). Another potential useful approach to assessment may be to develop quarterly VPA models.

3.3 Catch rate data

3.3.1 Overview of available CPUE indices

- Longline

Several longline CPUE indices were available for inclusion in assessment analyses. Document SCRS/2002/114 presented two standardized indices for the U.S. longline fishery in the northwest Atlantic (including the Gulf of Mexico): one in numbers (for the period 1987-2001) based upon set-specific logbook data and one in biomass (for the period 1982-2001) based upon trip-specific landings data. The method used for standardization was a generalized linear model (GLM) based on the Lo *et al.* (1992) method. Fixed effects models were developed for both indices and included factors such as year, area, season, op (a classification of the vessel based upon gear configuration, main target species and areas of operation), and target (based upon proportion of swordfish in the catch); in addition, random effects models were used to examine year interactions for the longline indices. Both indices exhibited an overall declining trend (Figure 6), although from 1992 on the trend was more level (particularly for the index in numbers).

Document SCRS/2002/151 presents the Japanese longline CPUE, including age-specific indices, updated through 2001 (**Figure 7**). Coverage for 2001 was about 60% and is subject to modification in

the future. Data were aged utilizing size data (data coverage is less than 5% of the total catch) aggregated by 10x20 degree rectangle and month before the standardization was made. Catch and effort data used were aggregated by month and 5-degree rectangle. Two types (lognormal and Poisson error structures) of GLM were used to standardize the CPUE trend. The factors year, month, area, main (main line material), bran (branch line material), NHBF (the number of hooks between floats), and two-way interactions (bran*area, NHBF*month, NHBF*area and month*area) were used. Year-interaction terms were not incorporated. NHBF was only available in the data beginning in 1975; for the years of 1961-1974, the NHBF was assumed to be 5. The results of applying the two alternative error structures showed a similar trend (**Figure 7**). These indices exhibited a generally declining trend, beginning in the mid-1970s to mid-1980s depending upon age category. This declining trend can also be observed in the index calculated by combining all age groups (**Figure 8**). There were no clear progressions in relative abundance observed in the age-specific indices (i.e., peaks for one age corresponding to peaks in the trend for the next older age in the following year).

Document SCRS/2002/121 provided standardized catch rates from the Chinese Taipei longline fishery in the Atlantic using a GLM model with a lognormal error structure. The detailed fishing information (daily set record of logbooks) used covered three distinct periods: (1) from 1981 to 1987 during a period in which effort was generally not directed at bigeye, (2) a transition period from around 1988-1993 where targeting of bigeye was increasing, and (3) from 1994 to 2000 during a period in which bigeye tuna were targeted by the fishery. The factors included in the model were year, month, area and target species (defined from the catch composition). Two-way and year interactions were also included in the model. The results (**Figure 9**) indicated a slight declining trend for 1981-1987, an increasing trend for 1988-1995, and a declining trend from 1996-2000. During discussion of this index, the Group expressed a number of concerns, including the use of catch composition to define target (an approach which may be intrinsically confounded with catch rates, especially as it refers to bigeye catches), and the steep increases in the nominal catch rates in the most recent decade which may not be adequately standardized using the available factors. The Group requested that an index be developed, for comparison, using only the time period (1994-2000) of full targeting on bigeye and removing the target effect from the model. These results are also presented in **Figure 9**.

-- Ghana baitboat

In the past four decades, baitboats tuna fishing in Ghana have been characterized by three major changes: (1) a classical baitboat fishery catching few bigeye, (2) the introduction of FADs in the early 1990s which significantly increased the bigeye catches, and (3) the development of an association with purse-seiners and carriers with transshipments at sea.

These successive changes have notably increased the catch rate of baitboats, and seem to have particularly affected the proportion of bigeye and thereby the nominal CPUE (Figure 10). The results presented here include a number of adjustments to the catch and reflect the nominal trend. Due to the changing nature of the fishery, this trend is unlikely to reflect population relative abundance.

-- European purse seiners and baitboats

Even though some information on bigeye CPUE was available from these fisheries (SCRS/2002/148, 153, 154), it is not currently considered to be usable for abundance indices because of unquantified uncertainties (such as the use of FADs in the fishery or the increase of the purse seine fishing power due to other technological improvements).

3.3.2 Indices used to calibrate assessment models

Indices used in the assessment are given in **Table 9**. The Group decided not to use the standardized catch rates for the Chinese Taipei longline fishery due to the concerns raised during discussion. Furthermore, the analysis of these data during the meeting (for the period 1994-2000) predicted a trend declining at a much greater rate than any other available index. Given the concerns

about the input data, the Group decided that these results may not reflect the abundance trend and thus decided not to use this index.

The Group also decided that there were no reasons to exclude the rest of the standardized indices for the different longline fleets, but made some selections among them. In the case of the US. standardized indices, it was decided that it would be better to use the weigh-out (biomass) index as this covered a longer time period and could be used in all models which required indices. In the case of the Japanese longline indices, it was decided to use the standardized indices based on the age-specific and age-aggregated estimates (either age-specific or age-aggregated, in biomass or numbers, would be used for a particular run) from the GLM model assuming the Poisson error structure as this was used for the previous assessment and the same reasoning applied. A single biomass index was generated by combining the U.S. longline biomass index and the Japanese longline age-aggregated biomass index. First, these indices were scaled to the respective mean, and then weighted either by taking a simple mean for overlapping points, or by the relative magnitude of the catch for two fisheries, maintaining the relative change of the Japanese index between the overlapping points and the remaining points. However, the second option is little different from the Japanese index. All of the age-aggregated indices used are compared in **Figure 11**.

3.4 Population parameters

3.4.1. Weight – length relationship

The weight-length relationship currently used for Atlantic bigeye tuna is that calculated by Parks *et al.* (SCRS/81/59) from samples covering a wide area of the Atlantic and caught by different fishing gears:

where W = weight in kilograms and FL = length (tip of snout to fork of tail) in centimeters.

3.4.2. Natural mortality

It is generally thought that M varies with the age of individuals. As a working hypothesis, ICCAT has adopted a rate of natural mortality for bigeye tuna, which varies with age, being higher for juveniles (0.8) during the first two ages and lower (0.4) in the following ages. This hypothesis takes into account the different habitats of bigeye during their life cycle, as well as changes in metabolism and physiology at different ages.

The natural mortality of bigeye tuna in the eastern Atlantic was estimated based on tagging experiments (SCRS/2002/113) where two types of tag were implemented simultaneously. A tagattrition model has been used to estimate the rate of instantaneous natural mortality as well as tag mortality rates. The immediate mortality (Type I) and following long-term mortality rate after that (Type II) on bigeye for BETYP tags are estimated at about 31.1% and 0.30 year⁻¹, respectively. The instantaneous rate of natural mortality for juvenile bigeye (average FL=56.6 cm) provided by this model (0.615 year⁻¹ for the mean and 0.675 year⁻¹ for the median) is consistent with the previous estimates in other oceans and confirms the validity of the currently used values by the Group.

3.4.3 Growth

Two documents concerning the growth of Atlantic bigeye tuna were presented, based on the analysis of tagging data and otolith increments. In document SCRS/2002/131, a preliminary analysis of tagged bigeye in the eastern tropical Atlantic was presented. In this study, growth appears to be fast and regular. The apparent growth rate of about 5 cm per month seems to be consistent with the past estimations during the first and second years of life for this species.

One other document (SCRS/2002/157) studied the growth of bigeye tuna in the eastern Atlantic based on tagged fish and otoliths some of which were obtained from fish injected with oxy-tetracycline. The growth curves obtained from three different sets of data were not similar. Otolith reading gave a faster growth than tagged-recapture data. These results were considered preliminary and the authors suggested further studies to confirm why otolith reading gave a faster growth than tagged-recapture data.

Finally, the growth curve described by Cayré and Diouf (SCRS/83/080), and used in previous assessments, was adopted. This original paper estimated values for L₈ (285.37) and k (-0.1127), but didn't estimate a t₀. As in the 1997 assessment, a t₀ value of -1.0 was assumed in order to better reflect biological ages. During the discussion, it was noted that Cayré had later proposed a t₀ value of -0.5. Furthermore, there were concerns expressed regarding the time-at-large of tagged fish, length range and number of recaptures used in Cayré and Diouf (SCRS/83/080). An alternative growth curve was proposed based upon Alves *et al.* (SCRS/97/095), which used hard part analyses and utilized a larger sample and broader size range (L₈ =247.29, k=0.14, t₀=-0.54).

However, since several abundance indices had been based on the 1997 growth assumptions, the Group agreed to use the Cayré and Diouf growth parameters (SCRS/83/080) again for this assessment. However, the Group encouraged the development of further research on this question and recommended that the problem be revisited during the 2003 SCRS Tropical Group meeting.

3.4.4 Sex ratio

Two new studies on the sex ratio of the Atlantic bigeye tuna were presented. Document SCRS/2002/152 analyzed the recent sex ratio data of the bigeye tuna caught by the Japanese longline fishery, based on 134,000 fish. Sex ratios observed were in general greater than 0.5, suggesting predominance of males over females, although in some areas and times females were more abundant. Sex ratio was higher, especially in tropical waters. Sex ratio by length indicated higher proportions of males for both small (< 100 cm) and large fish (>160 cm). Those results are, in general, in agreement with past studies.

The sex ratio of 202 bigeye caught by the tropical purse seiners was analyzed in document SCRS/2002/137. This study concluded that males are more abundant than females.

3.5 Stock production models

The Japanese longline index was used as an abundance index for all production models. The Japanese CPUE (in numbers of fish) was converted to a biomass index by using annual mean weight.

The total catch was estimated during the meeting from the Task I data available at the meeting.

3.5.1 ASPIC

The ASPIC software version 4.45 was used to fit a generalized biomass dynamic model, and ASPIC version 3.82 to fit a Schaefer model (Prager, software catalog and pers. com.). ASPIC version 3.82 has been reviewed and catalogued by the ICCAT Methods Working Group.

The data are not informative enough to estimate all parameters of the Schaefer model; however, if r is fixed and $B_0 = K$ then estimation is possible. The values of benchmarks change (**Figure 12**) quite a lot depending on the value of r used (values used ranged from 0.2 - 2.2). Within the range of r tried, the benchmarks suggest the stock is currently overfished (current B/B_{msy} ratio is between 0.5 and 0.8) and overfishing is taking place (current F/F_{msy} ratio is between 1 and 3.5). MSY ranges between 50,000 t to 110,000 t.

When the generalized model is used with a robust objective function (Least Medians Squared), with $B_0 = K$ the model does fit and suggests a model similar to the Schaeffer model (phi = 0.47). Estimates of benchmarks obtained from the bootstrap analysis were MSY = 105,000 t (80% C.L. 89,000-110,000 t), current B/B_{MSY} ratio of 0.8 (80% C.L. 0.4 – 1.0) and current F/F_{MSY} ratio of 1.15 (80% C.L. 0.9 – 2.0) (**Table 10, Figure 13**).

3.5.2 PRODFIT

For the PRODFIT, effort was estimated as the ratio of the total catch divided by the catch per unit of effort from the Japanese longliners. As noted in the last meeting, this produces large effort increases for the recent period. These large effort increases may not be real and could be an artifact of the increased catch of small bigeye tuna made by purse seiners fishing on FADs as well as the increase of the illegal, unreported and unregulated (IUU) longline catches since the early 1990s. As in the last meeting, an attempt to see the impact of such uncertainty about the level of recent effort was conducted by comparing the results of two analyses: the first, assuming that the catch-effort relationship is different between the historical catch which dominated by the longline catch and recent increased catch of small bigeye, utilizes the data only for the period of 1961-1992; the second analysis, assuming the catch-effort relationship is the same for the historical catch as well as for the catch of small bigeye during the recent years, uses the data for the period 1961-2001.

For PRODFIT, effort averaging was previously done by using k (number of age groups contributing to the fishery) equal to 5 but a value of 8 was also tried because the exact number of age groups contributing to the fishery was uncertain.

The PRODFIT model was implemented in an EXCEL spreadsheet by Pianet and the results checked with those obtained from the PRODFIT model catalogued by ICCAT to make sure the same results were obtained. PRODFIT was used to fit production models with a fixed shape ($m \ge 1.0$ and m = 2) and a generalized production model.

Differences are seen in the benchmark estimates obtained for the two different data periods and for different values of the shape parameter m, but all datasets/model combinations produce a diagnostic of over-fishing (**Figure 14**). When the data for 1961-1992 are used, the fishing mortality ratio ($F_{1992}/F_{MSY} = 1.52-2.27$) is larger than the ratio estimated with the data for 1961-2001 (1.28-1.52). Both analyses, however, suggest current fishing mortality is greater than F_{MSY} . When only the data for 1961-1992 are used the current yield is at or above MSY (79,000-99,000 t), whereas it is below MSY (101,000-114,000 t), if the data for 1961-2001 are used.

The PRODFIT fit to the generalized production model estimated values of m = 1.006 and 1.005 for the 1961-2001 and the 1961-1992 datasets, respectively. The use of k=5 or k=8 had a small effect in all benchmark estimates. Therefore the $m\approx 1.0$ and k=5 results were considered as representing the best PRODFIT estimates of benchmarks (**Table 11, Figure 15**).

3.5.3 Discussion

A possible reason to explain the poor fits of production models is the change in selectivity seen through the time series. The biomass available to the fishery would have changed through time as first older fish (as the longline fishery developed) and then young fish (as the purse seine catches increased and FAD fishing was introduced) started getting caught in increasing numbers. Nonetheless, the Group noted that the result based on the whole time series (1961-2001) was informative and could be used to provide advice on the stock status.

3.6 Age/size structured models

3.6.1 Delay-Difference Model

Document SCRS/2002/160 suggested that the Delay-Difference model of Deriso (1980) (see Quinn and Deriso 1999) could have potential use in assessments of bigeye tuna, as a type of model that could be classified as falling between an age-structured production model and a biomass-aggregated production model (though it could have also been classified as a production model by many). The document presented a spreadsheet implementation of the Delay-Difference model that was based on that which was applied during the ICCAT marlin assessments of 2000. A feature of this implementation is the incorporation of both process error and observation error in the objective function being maximized. The Group noted that the way in which process errors were incorporated in SCRS/2002/160 was not technically correct (Quinn and Deriso, 1999, provided examples of how process errors can be incorporated using a Bayesian framework), but decided nevertheless to go ahead with the use of the model as a sensitivity analysis for the assessment.

In addition to the implementation of SCRS/2002/160, the model was also programmed in AD Model Builder (ADMB, Otter Research, 2001) during the meeting. This other implementation was made for validation purposes, and also because ADMB provides a better framework for estimating many parameters and for a fuller incorporation of uncertainty in the analyses. During programming, it was observed that the software's ability to find a solution was often sensitive to the starting guesses for the stock-recruitment parameters. This was because the two parameters, **a** and **b**, were very highly correlated (correlation ~ 1). For this reason, an alternative parameterization was considered where the model was structured, in terms of steepness (h) and virgin biomass B_0 , similar to that used by Hilborn and Mangel (1997). Steepness represents the proportion of the virgin recruitment that is realized at a spawning biomass level of 20% of the virgin spawning biomass (Francis, 1992). For more details see **Appendix 6**.

$$R_{t} = \frac{B_{t-r}}{\boldsymbol{a} + \boldsymbol{b} S_{t-r}} e^{(\boldsymbol{e}_{t})}$$

$$R_{0} = B_{0} \left((1 - \boldsymbol{r}l)(1 - l) \right)$$

$$\boldsymbol{a} = \frac{B_{0}}{R_{0}} \left(1 - \frac{h - 0.2}{0.8h} \right)$$

$$\boldsymbol{b} = \frac{h - 0.2}{0.8hR_{0}}$$

The Group decided to conduct several sensitivity analyses as defined in **Table 12**. A summary of the results obtained is presented in **Table 13**. DDRun1 used the Japanese longline CPUE index in weight, a value of natural mortality of 0.51 (l = 0.6) and a weak prior on steepness. The sensitivity analyses considered the following alternatives: estimation with measurement error only (DDRun2); alternative assumed values for natural mortality (DDRUN3 and DDRun4); a stronger penalty on the steepness of the stock-recruitment relationship (DDRun6); and, use of the combined Japan-USA longline CPUE index. All runs assumed that the stock was at equilibrium equal to virgin biomass in 1950.

Most of the runs gave estimates of steepness equal to 1.0 (**Table 13**), that is, a stock-recruitment relationship in which recruitment is independent of stock size. Because of this, the resulting equilibrium yield curves were flat-topped and therefore MSY-related quantities could not be estimated

reliably. In the absence of a superior alternative, the Group decided to report $F_{0.1}$ as a potentially good proxy for F_{MSY} and the corresponding biomass ($B_{0.1}$) as a proxy for B_{MSY} .

Figure 16 shows the fit to the CPUE data for DDRun1, the observed and predicted yield, the predicted fishing mortality, and the predicted recruitment and biomass series. The Delay Difference model fitted the data reasonably well. **Figure 17** shows the estimated biomass trajectory (DDRun1) and the estimated 95% confidence limits from the ADMB application. The results indicate that absolute quantities such as biomass are estimated with much less precision than relative quantities such as B_{2001}/B_{1950} (**Figure 17**, **Table 13**). The inputs and outputs for DDRun1 are given in **Table 14**.

Figure 18 shows the results of a retrospective analysis for DDRun1, in which the model was reestimated several times, each time deleting the last year from the dataset. These results indicate that, although there is uncertainty in the absolute quantities being estimated, there is no systematic bias affecting the relative statistics.

The model estimated a depletion (B_{2000}/B_{1950}) of 0.41, with sensitivity analysis results ranging from 0.30 to 0.51 (**Table 13**). The estimate of $B_{2002}/B_{0.1}$, a proxy for B/B_{MSY} , was 0.91 (range 0.67-0.98 for the sensitivity runs); The estimate of the relative F_{MSY} proxy, $F_{2001}/F_{0.1}$ was 1.12 (range 1.08-2.03). If the $F_{0.1}$ statistics are reasonable proxies for F_{MSY} values, then these analyses suggest that the stock was being overfished in 2001, although at fishing mortality rates lower than those estimated for the period 1996-1999. The estimated MSY is 112,000 t, about 16% above the estimated yield for 2001.

3.6.2 Integrated statistical models

The Group briefly discussed progress in the FASST model (SCRS/2001/046) being developed for bigeye as one component of the Bigeye Year Program (BETYP). V. Restrepo explained that the initial programming had been done and that an example run was in the process of being implemented. However, although the code had been tested with a small dataset, there were problems with the more complex example currently under development due to the output of very large temporary files during execution. V. Restrepo explained that currently compiler and coding options were being examined to solve this problem, and also that a solution would be unlikely before the 2002 SCRS meeting. The Group expressed their continued interest in seeing that this project is completed successfully.

Y. Takeuchi informed the Group that several Japanese scientists were in the process of developing applications of MULTIFAN-CL, and that perhaps it could be applied to Atlantic bigeye in the future. The Group expressed support for this parallel activity. The Group also recommended that the Secretariat become actively involved in this activity, especially because it may be useful for the other tuna stock assessments as well.

3.6.3 Age-structured production models

For the purposes of this report, age-structured production models are age-structured models that assume an explicit stock-recruitment relationship and that also assume input selectivity vectors for the fisheries being modeled. Two such models were tried during the meeting: ASPM (SCRS/96/130, the model tried by the Group in two previous assessments), and ELBUEY, another model developed during the meeting (S. Harley, see **Appendix 6**).

- Traditional ASPM

The ASPM runs were made using the Japanese longline indices in numbers (individually for ages 4, 5, 6 and 7+, from 1965 to 2001) and the U.S. longline index in biomass (from 1982 to 2001). Five fisheries were modeled separately: bngline, purse seine, baitboat north, baitboat Ghana, and others. Input selectivities by age were the same as used in the previous assessment (**Table 15**). Catch data were available from 1950 to 2001.

In all runs made, the 1950 biomass was assumed to be at the virgin level. A Beverton-Holt stockrecruitment relationship was assumed and the indices by Maximum Likelihood. Inputs about growth, maturity and natural mortality were as in the 1999 assessment.

In conducting trial runs, the Group found it difficult to find reasonable solutions, as the value of steepness converged towards its lower limit of 0.20. Therefore, the Group decided to make several runs constraining the value of steepness to varying levek. Results are given in **Table 16.** The estimates of relative statistics were extremely unstable and thus the Group decided that these results could not be relied upon in order to reach conclusions about stock status.

- ELBUEY

One of the possible causes for the failure of the ASPM to give reasonable results was the lack of a structure that would allow for deviations from the deterministic stock-recruitment relationship. With this in mind, an alternative age-structured model was developed during the meeting (**Appendix 6**). The model includes a Beverton-Holt spawner-recruitment relationship that allowed for process error.

While this application used a single catch and selectivity series, the model inputs were generated based on the following fleets: baitboat, longline, purse seine, and other surface. The catches (in weight) were taken from **Table 1**. The selectivity at age for each of these fleets was estimated from the analysis of the moratorium. A single year/age matrix was calculated by weighting the selectivity of each gear by its proportion of the total catch. The resulting selectivities are given in **Table 17**. Other model inputs are given in **Table 18**. The model is fit to the combined (Japanese and U.S.) longline index, where the selectivity for the longline is also fixed.

The model was run with a normal prior for steepness with a mean of 0.7 and a CV of 0.1. The model estimated a depletion (B_{2002}/B_{1950}) of 0.25 (CV=0.24). Summary results are shown in **Figure 19** and **Table 19**. Overall, the model provided a reasonable fit to the data. The Group suggested that use of an age-structured production model like this, which allows for process errors in recruitment, should continue to be explored in the future.

3.6.4 VPA-2BOX

- VPA run with the traditional catch-at-age

Age-structured analyses were also conducted with VPA-2BOX (Porch, ICCAT software catalog). Several runs were made, two of which are presented here; these were made with specifications similar to those of the 1999 assessment, which are given in **Table 20.** The catch matrix used was the default one described in Section 3.b.

For the first run (Run1) that used age-specific breakdown of the Japanese longline index, the model fits were poor, except perhaps for age 7+ (see **Figure 20**). Other diagnostics, such as a retrospective pattern analysis (**Figure 21**), were also indicative of an unreliable model fit.

For the second run (Run5) which used the age-aggregated Japanese longline CPUE index, the model fits improved substantially (**Figure 22**). The results of this run (**Figure 23**, **Table 21**) suggest that fishing mortality has increased rapidly since the early 1990s for all age groups, and that SSB declined from about 1980 until the end of the last decade.

Despite the improved performance of Run5 relative to Run1, the Group felt that these VPA-2BOX analyses were inadequate to draw firm conclusions about the stock. In particular, the Group expressed concern about the F_{7_+}/F_6 ratio values that resulted in unrealistic trends such as the increase in SSB or the decrease in F_{7_+} between 1975 and 1980 (**Figure 23**). However, the Group felt that the relative trends in SSB and F estimated by the model for the past decade were realistic.

Later during the meeting, the Group realized that the option for vulnerability for each abundance index had been mis-specified. Option 4 (see Manual of VPA-2Box) and fixed vulnerability option for the US longline index and Japanese age specific longline indices respectively were used instead of partial catch option (Option3) as originally intended. The effect of this misspecification is uncertain and it will be necessary to investigate it in the future.

- VPA sensitivity run with alternative catch-at-age

The impact of the alternative age slicing with different cut-off points (see Section 3.2.2) was investigated in the VPA-2BOX; the setting of VPA was the same as a run (Run 1) with the Japanese age specific indices as well as US index in weight except that the catch-at-age and indices used were created applying the alternative cut-off points. The results were similar in a relative trend in recruitment and SSB, although the absolute values are much larger in this case (**Figure 24**). This is expected since alternative cut-off points were smaller so that the number of fish at older ages increased.

3.6.5 A comparison of results between different models

Figure 25 compares the trends in biomass and fishing mortality estimated by the generalized production model (Run 1), Delay-Difference model (Run 1) and ELBUEY model (Run 1). The estimated trends are rather similar, something that is not surprising but is comforting.

3.7 Yield - and spawner-per recruit

Yield-per-recruit (YPR) and spawner per recruit (SPR) analyses were implemented applying the FishLab assessment software developed by CEFAS-Lowestoft.

Fishing mortalities at age estimated by VPA in the more recent years were not considered appropriate inputs in the YPR analysis because of large uncertainties. Accordingly, a new F vector was calculated from the overall F value estimated by the Delay-Difference model (F=0.45) and selectivities used in the moratoria analysis considering an average of the period 1998-2001. **Table 22** shows the inputs values used in the analysis. Mean weights in the catch were the same used in the last two assessments, calculated from a von Bertalanffy growth function at time $t_{+0.5}$ (for more information see 1997 Detailed Report). For consistency, natural mortality as well as maturity values were the same as used in the VPA.

In order to investigate the effect of reduction in the catch of juveniles in the YPR results, two scenarios were considered: (1) the current situation (i.e., with the moratorium partially implemented), and (2) a situation where minimum size regulation is perfectly implemented. The second scenario was approximated reducing a 50% of the F corresponding to age 1 and assuming an F value of 0 for age 0. The results (**Figure 26**) were similar to those obtained in the previous assessment and consistent with the different production model results. In spite of the uncertainties in the current F estimate, it was thought that the current F reached F_{max} and exceeded $F_{0.1}$. The perfect implementation of minimum size regulation would increase the YPR by almost 15% and the SPR by more than 30% at the current F level.

Multigear YPR analysis was also conducted using the software developed by the IOTC Tropical Working Party. Two different fleet components were considered for the analysis: (1) fleets fishing small size fishes that include all PS + BB Ghana + BB Dakar + others, (2) fleets fishing large fishes that include all LL+ BB North. Partial fishing mortalities were obtained from the F vector used in the YPR analysis using the partial catch ratio. **Table 23** shows the analysis inputs. The results (**Figure 27**) were very similar to the previous analysis. YPR does not increase by intensifying F of any sector. However, YPR can be increased by a reduction of fishing effort of the fleets fishing small fishes while fishing effort of other fleets is maintained or increased.

3.8 Projections

The stock assessment model runs for the Atlantic bigeye population indicate that the estimated current biomass is below the MSY level. However, since the 1999 assessment, the current estimated fishing mortality rate (F) has dropped below F_{MSY} . To evaluate the sensitivity of projection results to stock assessment model formulation and assumptions, projections were done using a few different stock assessment models. These included the base case ASPIC model (version 4.45), and the Deriso-Schunute Delay-Difference model (SCRS/2002/160). In these two models, the population was projected forward 10 and 18 years, respectively, assuming the harvest policies defined below. For all projections, catch in 2002 was assumed to be equal to the average of reported catch in 2000 and 2001 which is below the maximum allowed catch of 115,000 t that was set for 2002. Constant catch harvest policies with catches of 90,000 t, 100,000 t, 110,000 t, and 120,000 t were carried out.

- Production models (ASPIC 4.45)

Bootstrapped population projections were run using the base case ASPIC model (see section 3.5). The median abundance trajectories are shown in **Figure 28**. The constant catch policies smaller than 100,000 t resulted the median abundance trajectory to increase with a chance of 50% or more. However constant catch policies larger than 105,000 t cause the stock collapse with 50% or more probability. Lower 25% confidence limits were also shown for each abundance trajectory in **Figure 29**. These demonstrate progressively more uncertainty in the projected population trajectory as they were projected longer. Constant catch policy of 100,000 t also has a 25% probability chance of stock collapse in 2007. The 10th, 25th, 50th, 75th, and 90th percentiles for B/ B_{MSY} in each year from 2002 to 2012 are shown in **Table 24**. This table indicates, as mentioned above, that constant catch policies of 90,000 t, which is smaller than the current catch, have more than a 25% chance of stock decline.

-Delay-Difference model

Deterministic projections assuming no recruitment variability were conducted using the Run 1 of Deriso-Schunute delay-difference model (see section 3.f.1). **Figure 30** shows the biomass trajectory until 2020 for each constant catch scenario. Constant catch policies smaller than 100,000 t caused the abundance trajectory to increase above the biomass level at $F_{0.1}$. Constant catch policy larger than 100,000 t resulted in the stock decline from current level of stock.

4 Effects of current regulations

Limiting the catch in 2001 to the average catch in two years of 1991 and 1992 was entered into force for the major fishing countries whose 1999 catch reported in the 2000 SCRS was larger than 2,100 t (Ref. 00-1). The total reported catch for the major countries to which the catch limit applies (EC-Spain, EC-France, EC-Portugal, Japan, Ghana, China and Chinese Taipei) were 13,000 t lower than the total catch limit (86,500 t). As a whole, the total catch in 2001 for all countries is about 1,000 t lower than the average total catch of 1991 and 1992.

5 Recommendations

5.1 Statistics

 Conduct relevant port sampling on Ghanaian fisheries (PS and BB) in order to provide better catch by species and size data. Verify historical species composition and correct if necessary before the next assessment.

- 2) Size data are still missing from many fisheries. All countries catching this species should conduct pertinent level of size sampling and provide to the ICCAT.
- 3) The available abundance indices are still limited. All countries conducting fisheries for this species should provide detailed information on fishing practices so that more indices can be developed and used in the assessment.

5.2 Research

- 1) Abundance indices for younger ages are necessary to track the recruitment trends especially for the recent years. Scientists are encouraged to develop abundance indices from such fisheries.
- 2) As pointed out during the current stock assessment of this stock, size-age conversion should be reviewed carefully and improved by defining better cut-off points, or another method investigated taking into account that recruitment may occur continuously throughout the year.
- 3) Continue research to get a better growth equation including information from previous studies.
- 4) An integrated stock assessment model for this species (FASST model) should be developed. This model or another existing model (such as MULTIFAN-CL) should be applied to this stock as soon as possible. Scientists should cooperate among themselves and provide necessary data inputs.
- 5) A BETYP wrap-up meeting is scheduled in the near future as the BETYP will end this year. In order to make that meeting successful, careful design and efficient organization are required. National scientists should cooperate and participate actively in the preparation of this meeting.
- 6) The Group recognized that many problems identified in bigeye research are common to all oceans. These include catches by non-target fisheries and IUU fleets, lack of indices of juvenile fish abundance, uncertainty in biological parameters, and assessment modeling. Also, many fleets move easily between the oceans. Therefore, the Group recommended the feasibility of a world experts meeting on bigeye be examined, to be held in coordination with other tuna regional fishery bodies.

6 Other matters

The Group was presented with a recommendation from the BETYP Committee to hold a BETYP Final Symposium in March 2004. The Group endorsed this proposal. In addition, the Group recommended that the SCRS study the possibility of holding a Second World Bigeye meeting immediately after the BETYP Symposium.

Information on an analysis of the moratorium effects can be found in Appendix 7.

7 Report adoption and closure

The Group agreed to adopt the report by correspondence. The Chairman thanked all participants and adjourned the meeting.

Literature Cited*

DERISO, R.B. 1980. Harvesting strategies and parameter estimation for an age-structured model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 268-282.

- FRANCIS, R.I.C.C. 1992. Recommendations concerning the calculation of maximum constant yield (MAY) and current annual yield (CAY). New Zealand Fisheries Assessment Research Document, 92/8.
- HILBORN, R., and M. Mangel. 1997. The Ecological Detective. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- LO, N.C., L.D. Jacobson, and J. L. Squire. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49: 2515-2526.
- OTTER RESEARCH, Inc. 2001. AD Model Builder Version 6.0.2 for use in nonlinear modeling and statistics. Vancouver, Canada.

QUINN, T.J., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, NY.

*These citations are not included as SCRS documents in the ICCAT Collective Volume of Scientific Papers series.

RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT 2002 D'ÉVALUATION DU STOCK DE THON OBÈSE (Madrid, 16-20 septembre 2002)

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

La réunion a été tenue au Secrétariat de l'ICCAT à Madrid. Le Dr Naozumi Miyabe, Président de la réunion, a souhaité la bienvenue aux participants ("le Groupe"). L'ordre du jour a été adopté sans changement (**Appendice 1**). La liste des participants se trouve à l'**Appendice 2** et la liste des documents scientifiques soumise à la réunion figure à l'**Appendice 3**.

Les participants ont décidé que le Rapport détaillé (le présent document) et le Résumé exécutif 2002 sur le Thon obèse seraient rédigés pendant la réunion.

Les personnes suivantes ont assumé les fonctions de Rapporteurs pour les diverses sections :

Rapporteur	Section
H. Arrizabalaga	Appendice 7
X. Bard	Appendice 6
C. Brown	3.2, 3.3
J. Cramer	3.2
D. Die	3.5
M. Gujoun	Appendice 7
N. Miyabe	5, Appendice 4
P. Pallares	3.7 Appendice 7
J. Pereira	3.1, 3.4
R. Pianet	Appendice 4
V. Restrepo	1, 3.6, 6, 7, Appendice 5
Y. Takeuchi	3.2, 3.8
K. Uosaki	2
Y. Uozumi	4

2 Description des pêcheries

2.1 Présentation générale

Le gros des prises est effectué à la palangre qui représente environ 60% de la capture totale (**Tableau 1, Figure 1**). Les autres éléments sont les senneurs et les canneurs, dont la capture représentait près de 20%.

2.2 Pêche à la palangre

La pêcherie palangrière japonaise a démarré en 1956, ciblant principalement l'albacore et le germon depuis le début de leur histoire dans l'Atlantique. Or, depuis la fin des années 70, les espècescibles de cette pêcherie ont changé et sont le thon obèse dans les eaux tropicales et le thon rouge et le thon rouge du sud dans les eaux tempérées. Après quoi, l'effort de pêche dirigé vers le thon obèse s'est progressivement concentré dans la partie orientale des eaux tropicales (**Figure 2**). Dans le même temps, les pêcheurs ont commencé à mouiller les hameçons à de plus grandes profondeurs afin de tenter d'améliorer kurs captures de thon obèse (SCRS/2002/151). L'effort de pêche exercé par cette pêcherie a eu tendance à augmenter au cours de la même période, passant de 45 millions d'hameçons (en moyenne) à la fin des années 70 à un maximum de 120 millions d'hameçons en 1996. Ensuite, le nombre d'hameçons a diminué, étant ramené à 99 millions en 2000 (soit 81% du chiffre de 1996) et à 78 millions en 2001 (soit 64% de 1996). La capture des palangriers japonais présente une tendance à la hausse depuis le début de leur histoire jusqu'au début des années 90 : la capture moyenne tournait autour de 15.000 t dans les années 60 et 70, autour de 25.000 t dans les années 80, et 35.000 t au début des années 90. Toutefois, la capture a rapidement diminué vers la fin des années 90, atteignant 24.000 t en 2000 et 19.000 t en 2001.

Les flottilles palangrières du Taïpei chinois ont commencé à pêcher des thonidés et des espèces apparentées dans l'océan Atlantique à partir du début des années 60. Parmi les espèces-cibles, le thon obèse est devenu l'une des plus importantes pour cette pêcherie depuis 1990. Bien que la plupart des flottilles palangrières du Taïpei chinois aient changé de mode de pêche en 1987, abandonnant le ciblage du germon en eaux peu profondes au profit du ciblage d'espèces tropicales (thon obèse et albacore) en eaux profondes, les prises déclarées de thon obèse n'étaient pas élevées si on les compare aux prises totales de 1987 à 1989. La capture de thon obèse pour cette pêcherie s'est élevée à 8.000 t à la fin des années 60, a ensuite été ramenée à quelques milliers de tonnes au milieu des années 70 et 80, et s'est établie à environ 20.000 t entre 1994 et 1997, avec un chiffre record en 1996 (21.850 t). A partir de 1998, une limite de capture annuelle a été fixée à 16.500 t et 125 bateaux. Les prises de la période 1998-2001 se sont élevées à 16.314 t, 16.837 t, 16.795 t et 16.429 t, respectivement.

Depuis 1993, les déclarations de captures de la Chine sont en hausse, s'établissant à environ 500 t entre 1993 et 1997, puis passant à environ 7.000 t entre 1999 et 2001, montant correspondant à 9-13% de la capture palangrière totale.

La capture des Etats-Unis s'est élevée à 500-1.000 t pendant les années 90. Les fermetures de zones introduites dans la pêcherie palangrière nord-américaine en 2001 ne semblent pas avoir affecté la capture du thon obèse. La plupart des débarquements de thon obèse des palangriers nord-américains en 2001 provenaient de bateaux pêchant au large de la côte est des Etats-Unis dans la zone du Cap Hatteras, de la Caroline du nord au Massachusetts. Cette région ne comptait qu'une petite zone fermée à la pêche palangrière pendant un mois. Les fermetures plus longues, couvrant toute l'année, avaient lieu dans la zone au sud du Cap Hatteras. Le total des prises et des débarquements déclarés pour 2001 (1.085 t, chiffres préliminaires) était similaire à la moyenne des prises de 1997 à 1999 (1.109 t). Les débarquements de 2000 ont été exceptionnellement faibles (574 t) pour la période quinquennale, la raison principale étant les estimations très faibles des prises à la canne et moulinet dans l'Atlantique nord-ouest.

2.3 Pêche à la senne

La pêcherie de senneurs opère des deux côtés de l'océan Atlantique, mais celle de l'est de l'Atlantique est bien plus importante.

- Atlantique est

La pêcherie de senneurs dans l'Atlantique est se compose de deux éléments : les flottilles communautaires (CE-France, CE-Espagne et associés, c'est-à-dire autres pavillons d'armateurs de thoniers européens) et une flottille basée au Ghana qui opère depuis 1997 (**Figure 3**). Contrairement à la pêche palangrière, les statistiques de la pêcherie nécessaires à l'évaluation du stock (carnets de bord et échantillonnage pour la composition par taille et par espèce) ont été recueillies de la plupart des flottilles de senneurs associées à la flottille communautaire. On dispose de très peu d'information sur la pêcherie de senneurs ghanéens.

Le nombre total de senneurs européens et associés a chuté, passant de 71 bateaux dans les années 90 à 40-45 depuis 1998 où leur nombre s'est stabilisé ; certains de ces bateaux sont associés à des bateaux auxiliaires pour la pêche avec DCP (Dispositifs de concentration de poissons). Cette pêcherie

opère de deux façons : sous objets (ou DCP) et sur bancs libres ; les opérations avec DCP représentent 35 à 50% du total des opérations. La capture totale a quasiment atteint 155.000 t en 2001, dont 14.000 t (9%) étaient du thon obèse, et plus de 80% de cette capture de thon obèse avait été réalisée avec DCP et comprenait des juvéniles (35-65 cm longueur-fourche, avec un poids moyen de 4 kg).

La situation est plus complexe pour la flottille basée au Ghana, dont les senneurs opèrent soit comme des senneurs classiques, avec DCP, soit en association avec des canneurs et des transporteurs, presque exclusivement dans la zone du Golfe de Guinée. Cette flottille est rapidement passée de deux bateaux, qui capturaient 7.000 t en 1996, à dix bateaux qui capturaient 32.000 t en 2001 (**Tableau 2**), dont environ 7.500 t étaient du thon obèse (**Tableau 3**).

En novembre 1997, les flottilles de senneurs communautaires ont introduit un moratoire de trois mois à la pêche avec DCP dans la zone comprise entre 5°N, 4°S et à l'est de 20°W dans le Golfe de Guinée. Ce moratoire volontaire a été reconduit en 1998 jusqu'à ce qu'une Recommandation de l'ICCAT le rende obligatoire pour tous les senneurs (juin 1999) et ensuite pour toutes les flottilles (juin 2000). Cette mesure a apporté un changement considérable dans la zone et les activités de pêche des flottilles de senneurs communautaires ; la baisse du nombre de leurs bateaux et la mise en oeuvre du moratoire ont entraîné une réduction des prises avec DCP (40%) en général et, en particulier, des prises de thon obèse (50%).

- Atlantique ouest

Dans l'Atlantique ouest, la seule pêcherie de senneurs est opérée par le Venezuela ; il s'agit d'une pêcherie classique sur bancs libres, qui obtient une capture totale de 20.000 t, dont environ 500 t de thon obèse.

2.4 Pêche à l'appât vivant

- Atlantique est

La pêcherie thonière au Ghana, introduite par les Japonais au début des années 60, ciblait le listao, avec des débarquements de moindre importance d'albacore et de thon obèse juvénile. Au cours des quatre dernières décennies, la pêche thonière au Ghana a été marquée par de grands changements. Les prises des canneurs ont dominé les débarquements au Ghana qui s'effectuaient à Tema (**Figure 4**). Le poisson capturé par cet engin était plutôt petit, n'était capturé qu'en bancs libres et les espèces capturées étaient de l'albacore, du listao, du thon obèse et d'autres espèces de thonidés mineurs. L'introduction des DCP au début des années 90 a modifié la stratégie de pêche des canneurs. La proportion de thon obèse a augmenté régulièrement dans la prise des canneurs. Depuis 1997, la réintroduction des senneurs a entraîné une association avec les canneurs. Les opérations de pêche avec DCP se sont également poursuivies, mais davantage pour les canneurs que pour les senneurs. Ces changements successifs ont notablement accru le taux de capture des canneurs et semblent avoir affecté particulièrement la proportion de thon obèse (**Figure 5**) et, par conséquent, la CPUE nominale. Il convient de se reporter à l'**Appendice 4** pour obtenir davantage d'information sur ce point.

Plusieurs pêcheries de canneurs opèrent le long de la côte africaine. L'une d'entre elles est la pêcherie de canneurs basée à Dakar, qui a démarré ses opérations en 1956 dans les zones côtières au large du Sénégal et de la Mauritanie. La saison de pêche au thon obèse s'étend de mars à novembre. Le poids moyen du thon obèse capturé par ces flottilles est de 8 kg.

D'autres pêcheries de canneurs opèrent dans les divers archipels de l'Atlantique : Açores, Madère, Iles Canaries et Cap Vert (**Figure 4**), et visent différentes espèces de thonidés, notamment le thon obèse, en fonction de la saison. La saison de pêche pour cette espèce dans les Açores est d'avril à juillet. Le poids moyen du thon obèse est de 19 kg. A Madère, la saison de pêche pour le thon obèse va de mars à juillet. Le poids moyen du thon obèse capturé par ces flottilles est de 20 kg. Aussi bien à Madère qu'aux Açores, on a observé une diminution des captures ces dernières années, probablement

due aux conditions environnementales qui produisent des fluctuations dans l'abondance et la disponibilité locales du thon obèse. La saison de pêche pour cette espèce aux Iles Canaries s'étend de mars à octobre; le poids moyen du thon obèse est de 19 kg.

Depuis le début des années 90, certaines flottilles de canneurs opèrent différents types de pêcheries. Les flottilles à Dakar et aux Iles Canaries utilisent le bateau lui-même comme objet flottant, sous lequel se concentrent les diverses espèces de thonidés, y compris le thon obèse.

Les pêcheries thonières espagnoles ciblant le germon et le thon rouge capturent de petites quantités de thon obèse comme prise accessoire au cours des mois d'été.

- Atlantique ouest

Dans l'Atlantique ouest, la première pêcherie développée était la pêcherie de canneurs (dans les années 50). La pêcherie la plus importante est la pêcherie de canneurs brésilienne qui ne cible que le listao.

2.5 Considérations environnementales

Le document SCRS/02/100 décrit le caractère saisonnier et la variabilité inter-annuelle observée dans les prises de thon obèse et de listao réalisées par la flottille de canneurs dans les zones autour de l'archipel de Madère. Il donne une description des fluctuations de quelques-uns des indicateurs environnementaux locaux (SST) et des indices globaux (indice GSNW) susceptibles d'expliquer en partie la présence saisonnière de ces espèces ou la structure démographique et, par conséquent, les fluctuations inter-annuelles de l'abondance et de la disponibilité locales dans les zones de pêche où opère cette flottille. Le document examine également les causes éventuelles de la diminution des prises observée dans cette flottille ces dernières années.

Des comparaisons entre les CPUE (numériques) par classes de taille du thon obèse et l'indice GSNW pourraient révéler certaines coïncidences entre cet indice GSNW et l'abondance-disponibilité locales des différentes classes de taille du thon obèse. Les données suggèrent qu'il existe une certaine coïncidence entre les valeurs de l'indice GSNW et les valeurs de CPUE de certains groupes de taille. Les valeurs de CPUE par classe de taille montrent d'importantes fluctuations au fils des ans, mais il convient également de noter la diminution des CPUE dans tous les groupes de taille à partir du milieu des années 90, ce qui expliquerait la chute des captures de cette flottille observée ces dernières années.

Dans les données de la capture annuelle relative (%) du thon obèse par groupe de taille, on a remarqué que l'indice GSNW coïncidait quelque peu avec les changements dans la disponibilité de certaines classes de taille. Une relation clairement positive a été observée dans le groupe des petits poissons (groupe 2 ; 70-90 cm), alors qu'une relation opposée existait dans le groupe de poissons de tailles supérieures (groupe 5-7+ ; > 130cm). Ces variations dans la disponibilité des différents groupes auraient un impact primordial sur la productivité annuelle en poids obtenue par la flottille. Par conséquent, la disponibilité annuelle plus ou moins grande des groupes de taille respectifs pourrait avoir un impact critique sur le succès ou l'échec de la saison de pêche dans son ensemble.

3 Etat des stocks (se reporter également à l'Appendice 4)

3.1 Structure du stock

Le Comité continue d'accepter l'hypothèse actuelle d'un stock unique pour l'ensemble de l'Atlantique pour le thon obèse, sur la base de l'information circonstancielle, telle que la distribution spatio-temporelle du poisson et les déplacements des poissons marqués. Toutefois, il ne faut pas écarter la possibilité d'autres scénarios, tels que des stocks nord et sud.

On a présenté une nouvelle étude (SCRS/2002/159) de la variabilité génétique de 177 individus de thon obèse atlantique provenant de quatre zones de pêche (Côte d'Ivoire, Iles Canaries, Açores et Canada) au moyen de l'amplification et de la mise en séquence du génome mitochondrial. Cette étude suggère l'éventuelle existence de trois stocks génétiquement indépendants ou d'un polymorphisme ancestral d'origine maternelle du thon obèse dans l'Atlantique, un majoritaire (clade II), un relativement abondant (clade I) et un minoritaire (clade III). Il n'y a pas de flux génétique entre les trois clades qui se comportent comme des structures génétiques indépendantes. Il existe cependant un flux génétique à l'intérieur de chaque clade, exception faite des populations du clade I du Canada et de la Côte d'Ivoire. Les proportions des trois clades présentent des variations dans les différentes populations, mais il semble qu'il n'y ait pas de gradient latitudinal dans l'Atlantique. L'étude conclut qu'il est nécessaire de prélever davantage d'échantillons de diverses zones, notamment des zones d'Amérique du Sud et d'Afrique du Sud, et également de différents cadres temporels.

3.2 Données de capture

3.2.1 Tâche I et captures non déclarées

Depuis la dernière évaluation, aucun changement majeur n'a été apporté aux données de captures historiques de Tâche I. Les données de Tâche I pour le Congo (8 t), le Liberia (57 t), le Maroc (770 t), l'Uruguay (25 t), et la Corée (43 t) ont été reportées de l'année antérieure. Les captures de Tâche I déclarées par la Côte d'Ivoire ont été retirées étant donné que ces dernières avaient également été transmises par l'Union européenne. Des captures additionnelles de canneurs espagnols opérant dans le Golfe de Gascogne ont été déclarées au titre de 1998 à 2001. Il s'agissait de prises accessoires de la pêcherie de thonidés tempérés. Les captures des palangriers japonais ont été actualisées pour 2000.

Les captures palangrières provenant des statistiques japonaises d'importation pour 2001 ont été incluses dans le tableau de captures pour le Panama (469 t), St Pierre et Miquelon (90 t), la Géorgie (140 t), la Gambie (5t), le Belize (3.658 t), le Honduras (1.880 t), la Guinée équatoriale (1.652 t), et la Sierra Leone (39 t). Ces captures sont des estimations minimales étant donné que les poids étaient fournis en poids du produit (c'est-à-dire non convertis en poids total), et que toute la capture n'a pas été nécessairement exportée au Japon. Toutefois, on a estimé, en se fondant sur les statistiques japonaises d'importation, que ces captures provenaient principalement de l'Atlantique, mais aussi d'autres océans.

La capture de thon obèse du Ghana a été généralement faible et le Groupe a estimé qu'elle était sous-estimée à cause de la difficulté à identifier le petit thon obèse dans cette pêcherie plurispécifique. Les captures ghanéennes de Tâche I pour la période 1990-2001 ont été recalculées par trimestre et corrigées aux fins de la composition spécifique sur la base du poids des échantillons soumis. Ces estimations de capture ont été comparées aux estimations précédentes basées sur des proportions annuelles et ont indiqué des différences considérables pour certaines années, ce qui est peut-être dû à des problèmes d'échantillonnage (faible couverture, échantillons de canneurs seulement et non pas de bateaux transporteurs, etc.). Un complément d'information sur les statistiques des pêcheries ghanéennes est fourni à l'**Appendice 5**.

3.2.2 Conversion taille/âge

- Méthode traditionnelle

On a présenté de nouvelles estimations de croissance basées à la fois sur les données de marquage et l'analyse des otolithes (se reporter à la section 3.4.3) ; ces résultats étant encore préliminaires, le Groupe a décidé de ne pas les utiliser pour cette évaluation. Le Groupe examinera les nouvelles analyses lorsque celles-ci seront achevées.

La prise par taille a été convertie en prise par âge en utilisant l'équation de croissance de Cayré et Diouf (SCRS/83/080) ; $L_t = 285.3745(1 - \exp(-0.11270422(t+1.0)))$. L'âge dans ce cas implique la cohorte en année calendaire. Des délimitations (limite supérieure de chaque âge par trimestre) ont été calculées en ajoutant un semestre à chaque âge trimestriel en postulant que la croissance ne varie pas selon la saison. Ces délimitations et les données de prise par âge résultantes sont illustrées au **Tableau 4** et au **Tableau 5**.

- Méthode alternative

Lors de la réunion, des doutes ont été émis quant au caractère approprié de cette conversion. Premièrement, les délimitations pour l'âge 0 incluent apparemment des poissons dont l'âge est supérieur à un 1 an, sauf dans le premier trimestre. Deuxièmement, les délimitations n'étaient pas appropriées pour séparer efficacement les cohortes. Le Groupe a évoqué cette question et a décidé de rechercher au moins l'impact de ce problème et de réaliser un passage de sensibilité à l'aide de données de prise par âge créées avec des délimitations alternatives. Les délimitations alternatives sont définies au **Tableau 6** et la prise par âge a été comparée avec la prise par âge estimée par les délimitations actuelles (**Tableau 7**).

La prise par âge alternative a assigné plus de poissons d'âge 1 des poissons qui avaient été assignés à l'âge 0 dans la prise par âge actuelle. En outre, le nombre de poissons dont l'âge est supérieur à 0 s'est accru de façon générale car les délimitations dans l'alternative un étaient plus faibles. Le Groupe a discuté de ce problème éventuel mais n'a pas pu conclure si cette alternative était ou non valide, et a recommandé que soient réalisées davantage de recherches sur cette question avant la prochaine évaluation.

Lors de la dernière évaluation de 1999, la méthodologie du découpage des âges utilisée dans l'évaluation du stock de thon obèse de 1997 a été répétée. Cette méthode se fondait sur la courbe de croissance décrite par Cayré et Diouf (SCRS/83/080). Ce travail estimait les valeurs de L_{∞} (285.37) et de k (0.1127), mais n'estimait pas t₀. En 1997, une valeur de t₀ de -1.0 a été postulée de façon à mieux illustrer les âges biologiques. Un plafond trimestriel a ensuite été défini d'après la taille par âge prévue six mois après le début de chaque trimestre (Tableau 4). Toutefois, lors des débats de la présente évaluation, il a été noté que Cayré avait proposé par la suite une valeur de t₀ de -0.5 pour la courbe de croissance. Par ailleurs, des inquiétudes ont été exprimées quant au temps écoulé entre le marquage et la recapture, la gamme des tailles et le nombre de récupérations dont disposaient Cayré et Diouf (SCRS/83/080). Une autre courbe de croissance selon Alves et al. (SCRS/97/095) a été proposée ; elle utilise l'analyse des pièces dures, un échantillon plus ample et une gamme de tailles plus étendue (L₈ =247.29, k =0.14, t_0 = -0.54). Toutefois, étant donné que plusieurs indices d'abondance s'étaient basés sur les limites de 1997, le Groupe a décidé de ré-utiliser, dans l'évaluation de 1999, les limites supérieures employées dans l'évaluation de 1997. Il a néanmoins encouragé la poursuite des recherches sur cette question, et a recommandé que celle-ci soit abordée de nouveau pendant la réunion du Groupe d'espèces des Thonidés tropicaux en 2002, de façon à ce que toute nouvelle limite supérieure soit disponible pour les analyses avant la prochaine évaluation du thon obèse ou l'analyse de l'impact du moratoire (sur la pêche avec DCP réalisée par les pêcheries de surface). Le Groupe a également recommandé de définir les limites supérieures d'après la taille par âge prévue six mois après le milieu de chaque trimestre (plutôt que le début).

Malgré les discussions et les recommandations du Groupe, le découpage des âges et les indices d'abondance spécifiques de l'âge pour l'évaluation de 2002 se sont une fois de plus basés sur les limites trimestrielles définies pour l'évaluation de 1997. Le Groupe a examiné l'effet potentiel des méthodologies alternatives du découpage des âges. Les débats se sont concentrés sur trois points :

 L'absence d'une courbe de croissance définitive. Bien que de nombreuses courbes de croissance aient été proposées dans les publications, nombre de celles-ci pâtissent d'un éventail limité de tailles du poisson, de petites tailles d'échantillons, d'une gamme géographique limitée de l'échantillonnage, et/ou de divers problèmes inhérents au marquage ou aux analyses des pièces dures.

- 2) La définition de limites de découpage des âges qui considèrent la variabilité de la croissance et la variabilité de la taille des cohortes. Le placement de limites inférieures et supérieures égales à la taille escomptée du poisson six mois avant et six mois après chaque trimestre était destiné à servir de simple approximation visant à minimiser les possibilités de chevauchement dans les distributions de taille des cohortes. La recommandation de placer cette limite au milieu de chaque trimestre s'est fondée sur le postulat selon lequel le poisson peut être décrit comme étant capturé, en moyenne, au milieu de chaque trimestre.
- 3) La faisabilité d'utiliser le découpage des âges pour définir des classes d'âge basées sur une année calendaire pour une espèce dont le recrutement est distribué uniformément durant toute l'année (hypothèse admissible). La gamme des tailles entre les poissons nés en janvier et en décembre de la même année calendaire peut âre assez importante, ce qui rend difficile d'appliquer avec succès la démarche du découpage des âges selon laquelle les poissons de la même classe d'âge sont supposés se trouver entre les limites supérieures et inférieures définies pour chaque période temporelle.

Un modèle de simulation ad hoc a été créé afin d'évaluer la sensibilité des résultats du découpage des âges à diverses spécifications du paramètre de la courbe de croissance t_0 (la principale différence entre les courbes de croissance alternatives proposées durant les discussions du Groupe). Les estimations de L₈ et k de Cayré et Diouf (SCRS/83/080) ont été utilisées aux fins de simplicité de façon à ce que la courbe de croissance actuellement appliquée soit représentée dans les résultats. Une distribution de recrutement uniforme a été simulée en définissant les tendances individuelles des courbes de croissance, au début de chaque mois, pendant deux années successives. La croissance était déterministe sur la base des paramètres des valeurs d'entrée pour la croissance, c'est-à-dire que les effets de la variabilité de la croissance et la taille des cohortes n'ont pas été évalués. Les limites actuelles du découpage des âges (telles qu'utilisées dans les évaluations de 1997, 1999 et 2002) ont été appliquées aux tendances de la croissance afin de générer une classe d'âge estimée (basée sur l'année calendaire) en postulant que chacune représentait le poisson capturé pendant ce mois. Les classes d'âge estimées ont été comparées aux classes d'âge réel ; les résultats globaux sont indiqués au **Tableau 8**. Le découpage des âges a donné de très bons résultats dans ces conditions pour la classe d'âge 0 réel. Toutefois, il s'est produit une classification erronée systématique des poissons dans la classe d'âge inférieure suivante à partir de la classe d'âge 1. Si la valeur «réelle » de k est 1, les résultats ont donc indiqué que les poissons des sept premières classes d'âge seraient incorrectement classifiés dans 33% des cas dans la classe d'âge inférieure suivante. Ce biais persisterait dans toutes les classes d'âge spécifiques, sauf pour le poisson avec une classe d'âge réel de 0 (bien que le poisson dans la classe d'âge réel 1 serait erronément classé dans la classe d'âge 0). Si, d'autre part, la valeur "réelle" de t₀ est en fait 0,5 (la valeur supposément proposée par Cayré et Diouf) et une valeur qui, si appliquée, permettrait à la courbe de croissance de se rapprocher de Alves et al. (SCRS/97/95), les classes d'âge seraient erronément classifiées dans 80% des cas.

Dans un effort de minimiser la classification erronée dans ces conditions, des limites alternatives de découpage des âges ont été définies sur la base des tailles escomptées au début de chaque trimestre (postulant que $t_0 = 0,5$), c'est-à-dire, la limite inférieure est la taille escomptée au début du trimestre et la limite supérieure est la taille escomptée au début du trimestre suivant (**Tableau 6**). Ceci a été jugé un cas extrême, sachant que dans la pratique, la variabilité de la croissance risquerait de limiter l'utilité d'une envergure de tailles si étroite. En appliquant les limites alternatives, la classification erronée de la classe d'âge est réduite à 8% si $t_0 = 0.5$ (**Tableau 8**). Toutefois, si la valeur « réelle » de t_0 est 1, la probabilité de classification erronée dans la classe d'âge supérieure suivante est réduite à presque 0, mais la probabilité de classification erronée dans la classe d'âge supérieure suivante est accrue de 38%. Les limites alternatives du découpage des âges ont été utilisées pur générer une matrice alternative de prise par âge. Une VPA a été appliquée à cette prise par âge alternative comme

analyse de sensibilité afin d'évaluer les différences potentielles dans les résultats si des limites alternatives de découpage des âges sont appliquées.

Il est clair que les limites du découpage des âges sont très sensibles à la courbe de croissance des valeurs d'entrée. C'est pourquoi le Groupe a fortement recommandé que toutes les données disponibles soient évaluées de façon à mieux définir la courbe de croissance avant la prochaine évaluation, et que suffisamment de temps soit trouvé pour que les indices spécifiques de l'âge utilisent les nouvelles limites. En outre, il est évident que les résultats du modèle de simulation reflètent un problème plus grand inhérent à l'analyse des espèces qui recrutent tout au long de l'année. Le Groupe a recommandé que soient élaborés des méthodes de découpage des âges et/ou des modèles d'évaluation alternatifs qui soient applicables quand le recrutement est distribué plus ou moins uniformément tout au long de l'année ou a de nombreux points culminants. Une approche potentielle du découpage des âges serait peut-être d'utiliser des modèles dans lesquels la classe d'âge est définie en se basant sur l'âge réel plutôt que sur l'année calendaire (tous les poissons de moins d'un an seraient de la classe d'âge 0, etc., indépendamment de l'année calendaire de naissance). Une autre approche éventuelle utile à l'évaluation serait de mettre au point des modèles de VPA trimestriels.

3.3 Données de taux de capture

3.3.1 Présentation des indices de CPUE disponibles

– Palangre

Plusieurs indices de CPUE palangrière étaient disponibles pour être inclus dans les analyses de l'évaluation. Le document SCRS/2002/114 a présenté deux indices standardisés pour la pêcherie palangrière des Etats-Unis dans l'Atlantique nord-ouest (Golfe du Mexique compris) : un indice numérique (pour la période 1987-2001) basé sur les données des carnets de bord spécifiques par opération et un indice de biomasse (pour la période 1982-2001) basé sur les données de débarquement spécifiques par sortie. La méthode utilisée pour la standardisation était un modèle linéaire généralisé (GLM) basé sur la méthode Lo *et al.* (1992). Des modèles d'effets fixes ont été développés pour ces deux indices et ont inclus des facteurs, tels qu'année, zone, saison, «op » (une classification des bateaux fondée sur la configuration de l'engin, les principales espèces-cibles et zones d'opération), et cible (en se fondant sur la proportion de l'espadon dans la capture) ; en outre, des modèles d'effets aléatoires ont été utilisés pour examiner les interactions annuelles pour les indices palangriers. Les deux indices ont dégagé une tendance générale à la baisse (**Figure 6**), bien que depuis 1992, la tendance se soit davantage stabilisée (notamment pour l'indice numérique)

Le document SCRS/2002/151 présente la CPUE palangrière japonaise, y compris les indices spécifiques de l'âge, actualisés jusqu'à 2001 (Figure 7). La couverture pour 2001 était d'environ 60% et peut faire l'objet de modifications à l'avenir. L'âge des données a été déterminé en utilisant les données de taille (la couverture des données représente moins de 5% de la capture totale) regroupées par rectangle de 10x20 degrés et par mois avant la réalisation de la standardisation. Les données de prise et d'effort utilisées ont été regroupées par mois et rectangle de 5 degrés. Deux types de GLM (structures d'erreur lognormal et Poisson) ont été utilisés pour standardiser les tendances de la CPUE. Les facteurs suivants ont été utilisés : année, mois, zone, main (matériel de ligne principale), bran (matériel de ligne secondaire), NHBF (nombre d'hameçons entre flotteurs) et interactions à double sens (bran*zone, NHBF*mois, NHBF*zone et mois*zone). Les termes année-interaction n'ont pas été incorporés. Le NHBF n'était disponible que dans les données à partir de 1975 ; pour les années allant de 1961 à 1974, le NHBF était supposé être 5. Les résultats de l'application des deux structures d'erreur alternatives ont dégagé une tendance similaire (Figure 7). Ces indices ont montré une tendance générale à la baisse, à partir du milieu des années 70 jusqu'au milieu des années 80, en fonction de la catégorie de l'âge. Cette tendance à la baisse peut également être observée dans l'indice calculé en combinant tous les groupes d'âge (Figure 8). Il n'y a eu aucune progression claire dans l'abondance relative observée dans les indices spécifiques de l'âge (c'est-à-dire maximums accusés

pour un âge correspondant à des maximums accusés dans la tendance de l'âge supérieur suivant dans l'année qui suit).

Le document SCRS/2002/121 a fourni des taux de capture standardisés de la pêcherie palangrière du Taïpei chinois dans l'Atlantique en utilisant un modèle GLM avec une structure lognormale d'erreur. L'information détaillée sur la pêche (consignation journalière dans les carnets de bord) qui a été utilisée couvrait trois périodes distinctes : (1) de 1981 à 1987, période durant laquelle l'effort n'était pas généralement dirigé vers le thon obèse, (2) une période transitoire d'environ 1988 à 1993 où le ciblage du thon obèse a augmenté, et (3) de 1994 à 2000, période durant laquelle la pêcherie ciblait le thon obèse. Les facteurs inclus dans le modèle étaient année, mois, zone et espèce-cible (définie à partir de la composition de la capture). Des interactions bi-directionnelles et annuelles ont également été incluses dans le modèle. Les résultats (Figure 9) ont indiqué une légère tendance à la baisse de 1981 à 1987, une tendance à la hausse de 1988 à 1995, et une tendance à la baisse de 1996 à 2000. Lors des discussions sur cet indice, le Groupe a exprimé un certain nombre de préoccupations, notamment quant au recours à la composition de la capture pour définir l'espèce-cible (une démarche qui peut être intrinsèquement confondue avec les taux de capture, surtout quand elle se réfère aux prises de thon obèse), et aux fortes augmentations des taux de capture nominale au cours de la dernière décennie qui pourraient ne pas être adéquatement standardisés si l'on utilise les facteurs disponibles. Le Groupe a demandé à ce qu'un indice soit mis au point, à des fins de comparaison, en utilisant seulement la période temporelle (1994-2000) de ciblage total du thon obèse et en supprimant l'effet de cible du modèle. Les résultats sont également présentés à la Figure 9.

-- Canneurs ghanéens

Ces quatre dernières décennies, la pêche thonière à l'appât vivant au Ghana a été caractérisée par trois changements principaux : (1) une pêcherie classique de canneurs capturant peu de thons obèses, (2) l'introduction de DCP au début des années 90 qui ont considérablement augmenté les captures de thon obèse, et (3) le développement d'une association avec des senneurs et des transporteurs pour les transbordements en mer.

Ces changements successifs ont notablement augmenté le taux de capture des canneurs et semblent avoir affecté particulièrement la proportion du thon obèse et donc la CPUE nominale (**Figure 10**). Les résultats présentés ici contiennent un certain nombre d'ajustements à la capture et illustrent la tendance nominale. En raison de la nature changeante de la pêcherie, cette tendance risque de ne pas refléter l'abondance relative de la population.

-- Senneurs et canneurs européens

Même si certaines informations sur la CPUE du thon obèse étaient disponibles de ces pêcheries (SCRS/2002/148, 153, 154), on ne pense pas qu'elles puissent actuellement être utilisées pour les indices d'abondance à cause des incertitudes non-quantifiées (telles que l'emploi des DPC dans la pêcherie ou la hausse de la puissance du sennage due à d'autres progrès technologiques).

3.3.2 Indices utilisés pour calibrer les modèles d'évaluation

Les indices utilisés dans l'évaluation sont fournis au **Tableau 9**. Le Groupe a décidé de ne pas utiliser les taux de capture standardisés pour la pêcherie palangrière du Taïpei chinois en raison des préoccupations soulevées durant les discussions. En outre, l'analyse de ces données pendant la réunion (pour la période 1994-2000) a prédit une tendance qui chuterait à un taux bien plus fort que tout autre indice disponible. Compte tenu des préoccupations exprimées quant aux données d'entrée, le Groupe a décidé que ces résultats ne reflétaient peut-être pas la tendance de l'abondance et a donc décidé de ne pas utiliser cet indice.

Le Groupe a également décidé qu'il n'existait aucune raison d'exclure le reste des indices standardisés pour les différentes flottilles palangrières, mais a fait quelques sélections parmi elles.

Dans le cas des indices standardisés des Etats-Unis, il a été décidé qu'il serait préférable d'utiliser l'indice du poids (biomasse), étant donné que celui-ci couvrait une plus longue période et qu'il pouvait être utilisé dans tous les modèles qui nécessitaient des indices. Dans le cas des indices palangriers japonais, il a été décidé d'utiliser les indices standardisés basés sur des estimations spécifiques de l'âge et regroupées par âge (des estimations soit spécifiques de l'âge soit regroupées par âge, en biomasse ou en nombre, seraient utilisées pour un passage donné) à partir du modèle GLM en postulant la structure d'erreur de type Poisson, telle qu'elle avait été utilisée dans l'évaluation antérieure et le même raisonnement a été appliqué. Un indice unique de biomasse agrégée par âge de la pêcherie palangrière japonaise. D'abord, ces indices ont été réduits à la moyenne, et ensuite pondérés soit en prenant une simple moyenne pour les points chevauchants, soit par l'importance relative de la capture pour les deux pêcheries, en maintenant le changement relatif de l'indice japonais entre les points chevauchants et les points restants. Toutefois, la deuxième option n'est guère différente de l'indice japonais. Tous les indices regroupés par âge utilisés sont comparés à la **Figure 11**.

3.4 Paramètres de population

3.4.1. Rapport taille-poids

Le rapport taille-poids qui est utilisé à l'heure actuelle pour le thon obèse de l'Atlantique est celui qui a été calculé par Parks *et al.* (SCRS/81/59) à partir d'échantillons couvrant une ample étendue de l'Atlantique et recueillis par différents engins de pêche, soit :

où W est le poids en kilogrammes et FL la taille (longueur museau-fourche caudale) en centimètres.

3.4.2. Mortalité naturelle

Il est généralement estimé que M varie avec l'âge du poisson. En tant qu'hypothèse de travail, l'ICCAT avait adopté pour le thon obèse un taux de mortalité naturelle qui variait avec l'âge, plus élevé pour les juvéniles (0.8) pendant les deux premières années, et plus faible (0.4) les années suivantes. Cette hypothèse tient compte des différents habitats du thon obèse pendant son cycle vital, ainsi que des changements de son métabolisme et de sa physiologie aux différents âges.

La mortalité naturelle du thon obèse dans l'Atlantique est a été estimée d'après des expériences de marquage (SCRS/2002/113) dans lesquelles deux types de marques ont été mis en place simultanément. Un modèle de déperdition des marques a été utilisé afin d'estimer le taux de mortalité naturelle instantanée et le taux de mortalité par marque. La mortalité immédiate (Type I) et le taux de mortalité à long-terme postérieur (Type II) du thon obèse pour les marques BETYP sont estimés à environ 31.1% et 0.30 an⁻¹, respectivement. Le taux de mortalité naturelle instantanée pour le thon obèse juvénile (moyenne LF = 56,6 cm) fourni par ce modèle (0.615 an⁻¹ pour la moyenne et 0.675 an⁻¹ pour la médiane) concorde avec les estimations antérieures réalisées dans d'autres océans et confirme la validité des valeurs actuellement utilisées par le Groupe.

3.4.3 Croissance

Deux documents ont été présentés, lesquels avaient trait à la croissance du thon obèse de l'Atlantique et se fondaient sur l'analyse de nouvelles données de marquage et de nouveaux otolithes. Le document SCRS/2002/131 présentait une analyse préliminaire du thon obèse marqué dans l'Atlantique tropical de l'est. Dans cette étude, la croissance semble être rapide et régulière. Le taux de croissance apparent de 5 cm environ par mois semble concorder avec les estimations précédentes durant la première et deuxième année de la vie de cette espèce.

Un autre document (SCRS/2002/157) examinait la croissance du thon obèse dans l'Atlantique de l'est en se basant sur des poissons marqués et des otolithes dont certains provenaient de poisson ayant reçu des injections d'oxytétracycline. Les courbes de croissance obtenues de trois jeux de données différents n'étaient pas similaires. La lecture des otolithes donnait une croissance plus rapide que les données de marquage-recapture. Ces résultats étaient considérés comme préliminaires et les auteurs suggéraient que soient menées d'autres études afin de déterminer pourquoi la lecture des otolithes donnait une croissance plus rapide que les poissons avec des marques récupérées.

On a finalement adopté la courbe de croissance décrite par Cayré et Diouf (\$CRS/83/080), utilisée dans les évaluations précédentes. Ce document original estimait des valeurs pour L₈ (285.37) et k (-0.1127), mais ne fournissait aucune estimation pour t₀. Tout comme dans l'évaluation de 1997, une valeur t₀ de -1.0 était présupposée afin de mieux refléter les âges biologiques. Il a été signalé durant la discussion que Cayré avait ensuite proposé une valeur t₀ de -0.5. Des inquiétudes ont par ailleurs été exprimées quant au temps écoulé entre le marquage et la recapture, la gamme de tailles et le nombre de recaptures utilisés dans le document de Cayré et Diouf (\$CRS/83/080). Une autre courbe de croissance a été proposée se basant sur Alves *et al.* (SCRS/97/095), laquelle utilisait des analyses de pièces dures ainsi qu'un échantillonnage et une gamme de tailles plus étendus (L₈ =247.29, k=0.14, t₀=-0.54).

Etant donné que plusieurs indices de l'abondance étaient basés sur les postulats de croissance de 1997, le Groupe a toutefois décidé de réutiliser les paramètres de croissance de Cayré et Diouf (SCRS/83/080) pour cette évaluation. Il a cependant encouragé le développement d'un programme de recherche approfondi sur cette question et a recommandé que le problème soit réexaminé durant la réunion du Groupe d'espèces des Thonidés tropicaux du SCRS de 2003.

3.4.4 Sex-ratio

Deux nouvelles études portant sur le sex-ratio du thon obèse de l'Atlantique ont été présentées. Le document SCRS/2002/152 analyse les récentes données de sex-ratio du thon obèse capturé par la pêcherie palangrière japonaise, en se fondant sur 134.000 poissons. Les sex-ratios observés étaient généralement supérieurs à 0.5, ce qui indique la prédominance des mâles sur les femelles, même si dans certaines zones et à certaines périodes les femelles étaient plus abondantes. Le sex-ratio était particulièrement plus élevé dans les eaux tropicales. Le sex-ratio par taille indiquait des proportions plus élevées de mâles pour les petits poissons (< 100 cm) et les grands poissons (>160 cm). Ces résultats concordent généralement avec les études précédentes.

Le sex-ratio de 202 thons obèses capturés par les senneurs tropicaux a été analysé dans le document SCRS/2002/137. Cette étude concluait que les mâles sont plus abondants que les femelles.

3.5 Modèles de production des stocks

L'indice palangrier du Japon a été utilisé comme indice de l'abondance pour tous les modèles de production. La CPUE japonaise (en nombre de poissons) a été convertie en un indice de biomasse à l'aide du poids moyen annuel.

La prise totale a été estimée durant la réunion à partir des données de Tâche I disponibles lors de la réunion.

3.5.1 ASPIC

La version logicielle ASPIC 4.45 a été utilisée pour ajuster un modèle généralisé de dynamique de la biomasse et la version ASPIC 3.82 pour ajuster le modèle de Schaefer (Prager, catalogue de logiciels et pers. com.). La version ASPIC 3.82 a été examinée et cataloguée par le Groupe de travail Méthodes de l'ICCAT.

Les données ne sont pas suffisamment informatives pour estimer tous les paramètres du modèle de Schaefer mais si r est établi et $B_0 = K$ l'estimation est alors possible. Les valeurs des points de référence changent (**Figure 12**) considérablement en fonction de la valeur de r utilisée (les valeurs utilisées varient de 0.2 à 2.2). Dans la gamme des valeurs de r utilisées, les points de référence suggèrent que le stock est actuellement surexploité (le ratio actuel de B/B_{PME} se situe entre 0.5 et 0.8) et que la surpêche a lieu (le ratio actuel de F/F_{PME} se situe entre 1 et 3.5). La PME se situe entre 50.000 t et 110.000 t.

Lorsque le modèle généralisé est utilisé avec une fonction objective robuste (moindre médiane des carrés - « Least Medians Squared »), avec $B_0 = K$, le modèle s'ajuste et suggère un modèle similaire au modèle de Schaeffer (phi = 0.47). Les estimations des points de référence obtenues par analyse par bootstrap étaient les suivantes : PME = 105.000 t (80% C.L. 89.000-110.000 t), ratio actuel de B/B_{PME} de 0.8 (80% C.L. 0.4 – 1.0) et ratio actuel de F/F_{PME} de 1.15 (80% C.L. 0.9 – 2.0) (**Tableau 10**, **Figure 13**).

3.5.2 PRODFIT

Pour le modèle PRODFIT, l'effort a été estimé comme le ratio de la prise totale divisé par la capture par unité d'effort des palangriers japonais. Comme signalé lors de la dernière réunion, cela entraîne de fortes augmentations de l'effort pour la période récente. Il est possible que ces fortes augmentations de l'effort ne soient pas réelles mais soient un effet de l'accroissement des prises de petits thons obèses réalisées par les senneurs pêchant sous DCP ainsi que de l'accroissement des prises palangrières illégales, non déclarées et non réglementées (IUU) depuis le début des années 1990. Tout comme lors de la dernière réunion, on a tenté de déterminer l'impact de l'incertitude associée au récent niveau d'effort en comparant les résultats de deux analyses : la première analyse qui postule que le rapport prise-effort est différent pour les captures historiques dominées par la pêche palangrière et les très fortes captures récentes de petits thons obèses utilise seulement les données de la période 1961-1992 ; la seconde analyse qui postule que le rapport prise-effort est dipostule que le rapport prise de petits thons obèses durant ces dernières années utilise les données de la période 1961-2001.

Pour PRODFIT, la moyenne de l'effort a été établie au préalable en utilisant une valeur de k (nombre de groupes d'âge contribuant à la pêcherie) égale à 5; une valeur de 8 a également été essayée car le nombre exact de groupes d'âge contribuant à la pêcherie était incertain.

Le modèle PRODFIT a été mis en place dans une feuille de calcul EXCEL par Pianet et les résultats ont été vérifiés avec ceux obtenus par le modèle PRODFIT catalogué par l'ICCAT afin de s'assurer des meilleurs résultats. PRODFIT a été utilisé pour ajuster des modèles de production avec une forme fixe ($m \approx 1.0$ et m=2) et un modèle généralisé de production.

Des différences apparaissent dans les estimations des points de référence obtenues pour les deux périodes de données différentes et pour les différentes valeurs du paramètre de forme m mais toutes les combinaisons de jeux de données/modèle génèrent un diagnostic de surpêche (**Figure 14**). Lorsque les données pour 1961-1992 sont utilisées, le ratio de mortalité par pêche (F_{1992} / $F_{PME} = 1.52$ -2.27) est supérieur au ratio estimé avec les données pour 1961-2001 (1.28-1.52). Ces deux analyses, suggèrent toutefois que la mortalité par pêche actuelle est supérieure à F_{PME} . Lorsqu'on utilise uniquement les données pour 1961-1992, la production actuelle se situe ou dépasse le niveau permettant la PME (79.000-99.000 t) ; en revanche, si on utilise les données pour 1961-2001, elle n'atteint pas le niveau permettant la PME (101.000-114.000 t).

L'ajustement de PRODFIT au modèle généralisé de production estimait des valeurs de m = 1.006 et 1.005 pour les jeux de données 1961-2001 et 1961-1992, respectivement. L'utilisation de k=5 ou k=8 avait un faible effet sur toutes les estimations des points de référence. Par conséquent, les résultats $m \cong 1.0$ et k = 5 étaient considérés comme représentant les meilleures estimations PRODFIT des points de référence (**Tableau 11, Figure 15**).

3.5.3 Débat

Le changement de sélectivité observé dans les séries temporelles pourrait expliquer les médiocres ajustements des modèles de production. La biomasse disponible pour cette pêcherie aurait changé dans le temps à mesure que l'on a commencé à capturer de plus en plus de poissons : les plus âgés, tout d'abord, (lors du développement de la pêcherie palangrière) et les juvéniles, ensuite, (lors de l'augmentation des prises des senneurs et de l'introduction de la pêche sous DCP). Le Groupe a cependant signalé que ce résultat se basant sur la série temporelle globale (1961-2001) était informatif et pourrait être utilisé pour émettre l'avis sur l'état du stock.

3.6 Modèles structurés par âge/taille

3.6.1 Modèle à différences retardées

Le document SCRS/2002/160 suggérait que le modèle à différences retardées de Deriso (1980) (voir Quinn et Deriso 1999) pourrait être utilisé dans les évaluations de thon obèse, comme un modèle se situant entre le modèle de production structuré par âge et le modèle de production de biomasse agrégée (même si nombre de gens pourrait le classifier comme étant un modèle de production). Le document présentait une implémentation du modèle à différences retardées sous forme de feuille de calcul se basant sur celui appliqué lors des évaluations de makaires de l'ICCAT en 2000. Ce modèle se caractérisait par l'incorporation de l'erreur de procédure et de l'erreur d'observation dans la fonction objective maximisée. Le Groupe a noté que la façon dont les erreurs de procédure avaient été incorporées dans le document SCRS/2002/160 n'était pas correcte techniquement (Quinn et Deriso, 1999, donnaient des exemples pour l'incorporation des erreurs de procédure en utilisant le cadre de référence bayésien). Il a toutefois décidé de poursuivre l'utilisation du modèle en tant qu'analyse de sensibilité pour l'évaluation.

En plus de l'implémentation du document SCRS/2002/160, le modèle a également été programmé dans l'AD Model Builder (ADMB, Otter Research, 2001) durant la réunion. Cette autre mise en application a été réalisée aux fins de validation car l'ADMB fournit un meilleur cadre de référence pour l'estimation de nombreux paramètres et pour une incorporation plus complète de l'incertitude dans les analyses. Durant la programmation, on a observé que la capacité du logiciel à trouver une solution était souvent sensible aux hypothèses initiales pour les paramètres stock-recrutement en raison de la très forte corrélation des deux paramètres, **a** et **b** (corrélation ~ 1). C'est pour cette raison qu'un autre paramétrage a été envisagé, dans lequel le modèle était structuré en termes d'inclinaison (h) et de biomasse vierge B_0 , similaire à celui utilisé par Hilborn et Mangel (1997). L'inclinaison représente la proportion du recrutement vierge réalisé à un niveau de biomasse reproductrice de 20% de la biomasse reproductrice vierge (Francis, 1992). Voir l'Appendice 6 pour tout complément d'information.

$$R_{t} = \frac{B_{t-r}}{\boldsymbol{a} + \boldsymbol{b} S_{t-r}} e^{(\boldsymbol{e}_{t})}$$

$$R_{0} = B_{0} \left((1 - \boldsymbol{r}l)(1 - l) \right)$$

$$\boldsymbol{a} = \frac{B_{0}}{R_{0}} \left(1 - \frac{h - 0.2}{0.8h} \right)$$

$$\boldsymbol{b} = \frac{h - 0.2}{0.8hR_{0}}$$

Le Groupe a décidé de mener plusieurs analyses de sensibilité, comme défini dans le **Tableau 12**. Le **Tableau 13** présente un récapitulatif des résultats obtenus. DDRun1 utilisait l'indice de CPUE de la pêcherie palangrière japonaise en poids, une valeur de mortalité naturelle de 0.51 (l = 0.6) et une faible distribution à priori pour l'inclinaison. Les analyses de sensibilité ont envisagé les alternatives suivantes : estimation avec une erreur de mesure uniquement (DDRun2), autres valeurs postulées pour la mortalité naturelle (DDRUN3 et DDRun4), contrainte majeure pour l'inclinaison du rapport stock-recrutement (DDRun6) et utilisation de l'indice combiné de CPUE de la pêche palangrière du Japon et des Etats-Unis. Tous les passages postulaient que le stock était en conditions d'équilibre égales à celles de la biomasse vierge en 1950.

La plupart des passages donnaient des estimations de l'inclinaison égales à 1.0 (**Tableau 13**) : un rapport stock-recrutement dans lequel le recrutement ne dépend pas de la taille du stock. C'est pour cette raison que les courbes de production en conditions d'équilibre résultantes avaient une partie supérieure plane. Par conséquent, il n'a pas été possible d'estimer de manière fiable les quantités liées à la PME. En l'absence d'une meilleure alternative, le Groupe a décidé d'établir $F_{0.1}$ comme indice approchant potentiellement correct pour F_{PME} ainsi que la biomasse correspondante (B_{0.1}) comme indice approchant pour B_{PME}.

La **Figure 16** présente l'ajustement aux données de CPUE pour DDRun1, la production observée et escomptée, la mortalité par pêche prévue, ainsi que la série de biomasse et de recrutement prévue. Le modèle à différences retardées ajustait les données raisonnablement bien. La **Figure 17** montre la trajectoire de la biomasse estimée (DDRun1) ainsi que les limites de confiance estimées de 95% d'après l'application ADMB. Les résultats indiquent que les quantités absolues comme biomasse sont estimées avec une moindre précision que les quantités relatives telles que B_{2001}/B_{1950} (**Figure 17**, **Tableau 13**). Les entrées et sorties pour DDRun1 sont reprises dans le **Tableau 14**.

La **Figure 18** présente les résultats de l'analyse rétrospective pour DDRun1, dans laquelle le modèle était ré-estimé plusieurs fois, effaçant à chaque fois la dernière année du jeu de données. Ces résultats indiquent que malgré l'incertitude associée aux quantités absolues estimées aucun biais systématique n'affecte les statistiques relatives.

Le modèle estimait une diminution (B_{2000}/B_{1950}) de 0.41, avec des résultats des analyses de sensibilité allant de 0.30 à 0.51 (**Tableau 13**). L'estimation de $B_{2002}/B_{0.1}$, indice approchant pour B/B_{PME}, était de 0.91 (gamme de 0.67-0.98 pour les passages de sensibilité). L'estimation de l'indice approchant relatif F_{PMEe} , $F_{2001}/F_{0.1}$ était de 1.12 (gamme de 1.08-2.03). Si les statistiques de $F_{0.1}$ sont des indices approchants raisonnables pour les valeurs de F_{PME} , ces analyses suggèrent que le stock était surexploité en 2001, mais avec des taux de mortalité par pêche inférieurs à ceux estimés pour la période 1996-1999. La PME estimée s'élève à 112.000 t, dépassant d'environ 16% la production estimée pour 2001.

3.6.2 Modèles statistiques intégrés

Le Groupe a brièvement débattu des progrès réalisés dans l'élaboration du modèle FASST (SCRS/2001/046) pour le thon obèse en tant que composant du Programme d'Année Thon obèse (BETYP). V. Restrepo a expliqué que la programmation initiale avait été effectuée et qu'un passage d'exemple était actuellement mis en place. Alors que le code avait été testé avec un petit jeu de données, il existait néanmoins des problèmes avec l'exemple plus complexe développé de par la production de fichiers temporaires très volumineux lors de l'exécution. V. Restrepo a expliqué que les options de compilateur et de codage étaient actuellement examinées afin de résoudre le problème, et qu'il était peu probable que l'on trouve une solution avant la réunion du SCRS de 2002. Le Groupe a fait part de son grand intérêt pour la réalisation fructueuse de ce projet.

Y. Takeuchi a informé le Groupe que plusieurs scientifiques japonais développaient actuellement des applications MULTIFAN-CL, lesquelles pourraient peut-être s'appliquer au thon obèse de l'Atlantique à l'avenir. Le Groupe a affirmé son soutien à cette activité parallèle. Le Groupe a

également recommandé une participation active du Secrétariat à cette activité car elle pourrait notamment être utile à d'autres évaluations de stock de thonidés.

3.6.3 Modèles de production structurés par âge

Aux fins de ce rapport, les modèles de production structurés par âge sont des modèles structurés par âge présupposant un rapport de stock-recrutement explicite ainsi que des vecteurs de sélectivité d'entrée pour les pêcheries modélisées. Deux modèles ont été essayés pendant la réunion : l'ASPM (SCRS/96/130, modèle essayé par le Groupe dans les deux évaluations précédentes), et l'ELBUEY, un autre modèle développé durant la réunion (S. Harley, voir l'**Appendice 6**).

- ASPM traditionnel

Les passages de l'ASPM ont été effectués à l'aide des indices de la pêcherie palangrière japonaise en nombre (individuellement pour les âges 4, 5, 6 et 7+, de 1965 à 2001) et de l'indice de la pêcherie palangrière américaine en biomasse (de 1982 à 2001). Cinq pêcheries ont été modélisées séparément : palangriers, senneurs, canneurs nord, canneurs Ghana, et autres. Les sélectivités d'entrée par âge étaient les mêmes que celles utilisées dans l'évaluation antérieure (**Tableau 15**). Les données de prise disponibles s'étendaient de 1950 à 2001.

Dans tous les passages effectués, la biomasse de 1950 était postulée comme étant à un niveau vierge. On a présupposé un rapport stock-recrutement de Beverton-Holt et des indices par Vraisemblance Maximale. Les entrées concernant la croissance, la maturité et la mortalité naturelle étaient les mêmes que celles de l'évaluation de 1999.

Lors de la réalisation des passages d'essai, le Groupe a éprouvé des difficultés à trouver des solutions raisonnables étant donné que la valeur d'inclinaison convergeait vers sa limite inférieure de 0.20. Par conséquent, le Groupe a décidé d'effectuer plusieurs passages en maintenant la valeur d'inclinaison à des niveaux variables. Le **Tableau 16** présente ces résultats. Les estimations des statistiques relatives étaient extrêmement instables et le Groupe a donc décidé que ces résultats n'étaient pas suffisamment fiables pour tirer des conclusions sur l'état du stock.

- ELBUEY

Le manque de structure permettant des déviations du rapport déterministe stock-recrutement pourrait expliquer pourquoi le modèle ASPM ne donne pas de résultats raisonnables. Gardant cela à l'esprit, un autre modèle structuré par âge a été élaboré pendant la réunion (**Appendice 6**). Ce modèle inclut un rapport géniteur-recrutement de Beverton-Holt permettant l'erreur de procédure.

Alors que cette application utilisait une seule série de capture et de sélectivité, les entrées du modèle étaient générées d'après les flottilles suivantes : canneurs, palangriers, senneurs et autres engins de surface. Les prises (en poids) étaient issues du **Tableau 1**. La sélectivité par âge pour chacune de ces flottilles était estimée d'après l'analyse du moratoire. Une seule matrice année/âge était calculée en pondérant la sélectivité de chaque engin par sa proportion de prise totale. Les sélectivités résultantes sont fournies au **Tableau 17**. D'autres entrées du modèle sont présentées au **Tableau 18**. Le modèle est ajusté à l'indice combiné de la pêcherie palangrière (du Japon et des États-Unis), où la sélectivité pour la pêcherie palangrière est également fixe.

Le modèle a été exécuté avec une distribution a priori normale pour l'inclinaison avec une moyenne de 0.7 et un CV de 0.1. Le modèle estimait une diminution (B_{2002}/B_{1950}) de 0.25 (CV=0.24). La **Figure 19** et le **Tableau 19** présentent des résultats récapitulatifs. Dans l'ensemble le modèle fournissait un ajustement raisonnable aux données. Le Groupe a suggéré de poursuivre à l'avenir l'étude d'un modèle de production structuré par âge de ce type, permettant des erreurs de procédure dans le recrutement.

3.6.4 VPA-2BOX

- Passage VPA avec la prise par âge traditionnelle

Les analyses structurées par âge ont également été menées avec VPA-2BOX (Porch, catabgue logiciel ICCAT). Deux des passages réalisés sont ici présentés ; ceux-ci ont été effectués avec des spécifications similaires à celles de l'évaluation de 1999, données au **Tableau 20.** La matrice de capture utilisée était la matrice par défaut décrite au point 3.b.

Pour le premier passage (Run1), qui utilisait la ventilation spécifique de l'âge de l'indice palangrier japonais, les ajustements du modèle étaient médiocres, sauf peut-être pour l'âge 7+ (voir la **Figure 20**). D'autres diagnostics, tels qu'une analyse du mode rétrospectif (**Figure 21**), indiquaient également un ajustement de modèle peu fiable.

Pour le deuxième passage (Run5), qui utilisait l'indice de CPUE de la pêcherie palangrière japonais, tous âges regroupés, les ajustements du modèle s'amélioraient sensiblement (Figure 22). Les résultats de ce passage (Figure 23, Tableau 21) suggèrent que la mortalité par pêche a rapidement augmenté depuis le début des années 1990 pour tous les groupes d'âge, et que la SSB déclinait à partir de 1980 environ jusqu'à la fin de la dernière décennie.

Malgré un meilleur fonctionnement de Run5 par rapport à Run1, le Groupe a estimé que ces analyses VPA-2BOX n'étaient pas adéquates pour tirer de solides conclusions sur le stock. Le Groupe a notamment exprimé des inquiétudes quant aux valeurs du ratio F_{7+}/F_6 qui engendraient des tendances non réalistes, comme l'accroissement de la SSB ou la diminution de F_{7+} entre 1975 et 1980 (**Figure 23**). Le Groupe a toutefois assuré que les tendances relatives de SSB et de F estimées par ce modèle étaient réalistes pour la dernière décennie.

Ultérieurement au cours de la réunion, le Groupe a constaté que l'option de vulnérabilité des indices de l'abondance n'avait pas été spécifiée correctement. L'option 4 (voir le Manuel de VPA-2Box) et l'option de vulnérabilité fixe pour l'indice palangrier américain et les indices spécifiques de l'âge de la pêcherie palangrière japonaise, respectivement, avaient été utilisées à la place de l'option de prise partielle (Option3), comme prévu à l'origine. L'effet de cette erreur de spécification est incertain et il sera nécessaire d'effectuer des recherches à cet égard.

- Passage de sensibilité de VPA avec une autre prise par âge

L'impact d'un autre découpage des âges avec des délimitations différentes (voir le Point 3.2.2) a été étudié dans VPA-2BOX ; la configuration de la VPA était la même que celle d'un passage (Run1) avec les indices japonais spécifiques de l'âge et l'indice américain en poids mais la prise par âge et les indices utilisés avaient été crées en appliquant des délimitations différentes. Les résultats étaient similaires dans une tendance relative en ce qui concerne le recrutement et la SSB, mais les valeurs absolues étaient bien supérieures dans ce cas (**Figure 24**). Cela était prévisible étant donné que ces délimitations étaient plus petites, avec pour corollaire l'augmentation du nombre de poissons plus âgés.

3.6.5 Comparaison des résultats entre les différents modèles

La **Figure 25** établit une comparaison entre les tendances de la biomasse et la mortalité par pêche estimées par le modèle de production généralisé (Run1), le modèle à différences retardées (Run1) et le modèle ELBUEY (Run1). Les tendances estimées sont plutôt similaires, ce qui n'est pas surprenant mais réconfortant.

3.7 Production par recrue et géniteurs par recrue

Des analyses de production par recrue (YPR) et de géniteur par recrue (SPR) ont été mises en place en appliquant le logiciel d'évaluation FishLab développé par CEFAS-Lowestoft.

Les mortalités par pêche par âge estimées par la VPA ces dernières années n'ont pas été considérées comme des entrées pertinentes dans l'analyse YPR en raison de grandes incertitudes. Un nouveau vecteur F a ainsi été calculé à partir de la valeur F globale estimée par le modèle à différences retardées (F=0.45) et les sélectivités utilisées dans l'analyse du moratoire en prenant en considération une moyenne pour la période 1998-2001. Le **Tableau 22** présente les valeurs d'entrée utilisées dans l'analyse. Les poids moyens de la prise étaient les mêmes que ceux utilisés lors des deux dernières évaluations, calculés d'après une fonction de croissance de Von Bertalanffy à temps $t_{+0.5}$ (pour plus d'information, voir le Rapport détaillé de 1997). Aux fins de cohérence, les valeurs de mortalité naturelle et de maturité étaient les mêmes que celles utilisées dans la VPA.

Afin d'examiner l'effet de la réduction de la prise de juvéniles dans les résultats YPR, deux scénarios ont été envisagés : 1) la situation actuelle (moratoire partiellement instauré), et 2) une situation dans laquelle la réglementation de taille minimale est parfaitement instaurée. Le deuxième scénario réduisait d'environ 50% la valeur F correspondant à l'âge 1 et postulait une valeur de F de 0 pour l'âge 0. Les résultats (**Figure 26**) étaient similaires à ceux obtenus dans l'évaluation précédente et concordaient avec les résultats des différents modèles de production. Malgré les incertitudes dans l'estimation actuelle de F, on considérait que F actuel atteignait F_{max} et dépassait $F_{0.1}$. Une réglementation de taille minimale parfaitement mise en place augmenterait l'YPR d'environ 15% et le SPR de plus de 30% au niveau actuel de F.

Une analyse YPR pluri-engins a également été réalisée en utilisant le logiciel développé par le Groupe de travail des espèces tropicales de l'IOTC. Deux composants distincts de la flottille ont été pris en compte pour l'analyse : 1) les flottilles pêchant des poissons de petite taille incluant tous les PS + BB du Ghana + BB de Dakar + autres, 2) les flottilles pêchant des poissons de grande taille incluant tous les LL+ BB du nord. La mortalité par pêche partielle a été obtenue d'après le vecteur F utilisé dans l'analyse YPR à l'aide du ratio de prise partielle. Le **Tableau 23** montre les entrées de l'analyse. Les résultats (**Figure 27**) étaient très similaires à l'analyse précédente. La YPR n'augmente pas avec l'intensification de F de l'un des secteurs. Elle peut cependant augmenter grâce à la réduction de l'effort de pêche des flottilles pêchant les petits poissons tout en maintenant ou en intensifiant l'effort de pêche des autres flottilles.

3.8 Projections

Les passages du modèle d'évaluation du stock pour la population de thon obèse de l'Atlantique indiquent que la biomasse actuelle estimée se situe en dessous du niveau permettant la PME. Cependant, depuis l'évaluation de 1999, le taux de mortalité par pêche actuel estimé (F) a chuté en dessous de F_{PME} . Afin d'évaluer la sensibilité des résultats de la projection à la formulation et aux postulats des modèles d'évaluation du stock, des projections ont été réalisées en utilisant quelques modèles d'évaluation du stock différents, dont le cas de base du modèle ASPIC (version 4.45) et le modèle à différences retardées de Deriso-Schunute (SCRS/2002/160). Dans ces deux modèles, la population a été projetée dans l'avenir de 10 et 18 ans, respectivement, en prenant comme postulat les politiques de ponction définies ci-dessous. Pour toutes les projections, la prise de 2002 était supposée être égale à la moyenne de la prise déclarée en 2000 et 2001 laquelle se situe en deçà de la prise maximale autorisée de 115.000 t établie pour 2002. Des politiques de ponction constante avec des prises s'élevant à 90.000 t, 100.000 t, 110.000 t et 120.000 t ont été menées.

- Modèles de production (ASPIC 4.45)

Des projections de la population par bootstrap ont été exécutées au moyen du cas de base du modèle ASPIC (voir le point 3.5). La **Figure 28** indique les trajectoires médianes de l'abondance. Les

politiques de ponction constante inférieures à 100.000 t entraînaient la hausse de la trajectoire médiane de l'abondance avec une probabilité de 50% ou plus. En revanche, des politiques de ponction constante supérieures à 105.000 t provoquaient la chute du stock avec une probabilité de 50% ou plus. La **Figure 29** présente aussi des limites de confiance inférieures à 25% pour chaque trajectoire d'abondance. Elles démontrent une incertitude croissante dans les trajectoires de population projetées à mesure que l'on projette plus loin dans le temps. Une politique de ponction constante de 100.000 t a 50% de chance de rétablir le stock au-delà de B_{PME} avant 2012 mais une politique de ponction constante de 100.000 t a également 25% de chance de provoquer l'affaissement du stock en 2007. Les $10^{\text{ème}}$, $25^{\text{ème}}$, $50^{\text{ème}}$, $75^{\text{ème}}$, et 90 ^{ème} centiles pour B/B_{PME} pour chaque année, de 2002 à 2012, sont présentés au **Tableau 24**. Ce table au montre, comme mentionné ci-dessus, que les politiques de ponction constante de 90.000 t, ce qui inférieur à la prise actuelle, ont plus de 25% de chance de provoquer un déclin du stock.

- Modèle à différences retardées

Des projections déterministes postulant qu'il ne se produit aucune variabilité dans le recrutement ont été réalisées à l'aide de Run1 du modèle à différences retardées de Deriso-Schunute (voir le point 3.f.1). La **Figure 30** présente la trajectoire de la biomasse jusqu'en 2020 pour chaque scénario de ponction constante. Les politiques de ponction constante inférieures à 100.000 t ont entraîné la hausse de la trajectoire d'abondance au-dessus du niveau de biomasse à $F_{0.1}$. Une politique de ponction constante supérieure à 100.000 t a provoqué le déclin du stock à partir du niveau actuel du stock.

4 Effets des réglementations actuelles

La limitation de la prise de 2001 à la prise moyenne des deux années 1991 et 1992 est entrée en vigueur pour les principaux pays de pêche dont la prise de 1999 déclarée en 2000 au SCRS était supérieure à 2.100 t (Ref. 00-1). La prise totale déclarée pour les principaux pays pour lesquels cette limitation de prise s'applique (CE-Espagne, CE-France, CE-Portugal, Japon, Ghana, Chine et Taïpei chinois) a été inférieure de 13.000 t par rapport à la limite totale de capture (86.500 t). Dans l'ensemble, la prise totale de 2001 pour tous les pays est inférieure d'environ 1.000 t à la prise totale moyenne de 1991 et 1992.

5 Recommandations

5.1 Statistiques

- Réalisation d'un échantillonnage au port pertinent pour les pêcheries ghanéennes (senneurs et canneurs) afin d'améliorer les données de prise par espèce et par taille. Vérification de la composition historique pour l'espèce et correction, le cas échéant, avant la prochaine évaluation.
- De nombreuses pêcheries n'ont toujours pas transmis leurs données de taille. Tous les pays pêchant cette espèce devraient réaliser un niveau d'échantillonnage de taille adéquat et soumettre l'information afférente à l'ICCAT.
- 3) Les indices d'abondance disponibles sont toujours limités. Tous les pays disposant de pêcheries pour cette espèce devraient soumettre des informations détaillées sur les pratiques de pêche afin que davantage d'indices soient développés et utilisés dans l'évaluation.

5.2 Recherche

 Les indices d'abondance pour les plus jeunes âges sont nécessaires pour suivre les tendances du recrutement, pour ces dernières années en particulier. Les scientifiques sont donc invités à développer des indices d'abondance de ces pêcheries.
- 2) Comme signalé durant l'évaluation actuelle de ce stock, il conviendrait d'améliorer et d'étudier soigneusement la conversion taille-âge en définissant de meilleures délimitations ; il conviendrait également de rechercher une autre méthode car il est possible que le recrutement se produise de façon continue tout au long de l'année.
- 3) Poursuite de la recherche en vue d'obtenir une meilleure équation de croissance y compris des informations d'études précédentes.
- 4) Un modèle d'évaluation du stock intégré (modèle FASST) devrait être développé pour cette espèce. Ce modèle ou tout autre modèle existant (tel que MULTIFAN-CL) devrait être appliqué à ce stock le plus tôt possible. Les scientifiques devraient coopérer et soumettre les entrées de données nécessaires.
- 5) Une réunion de conclusion du BETYP est prévue très prochainement car le BETYP s'achève cette année. Afin d'assurer le plein succès de cette réunion, une soigneuse préparation et une organisation efficace sont indispensables. Les scientifiques nationaux devraient coopérer et participer activement à la préparation de cette réunion.
- 6) Le Groupe a reconnu que de nombreux problèmes identifiés dans la recherche du thon obèse sont communs à tous les océans : prises par les pêcheries non-dirigées et les flottilles IUU, manque d'indices de l'abondance des juvéniles, incertitude entourant les paramètres biologiques, modèles de l'évaluation et déplacement aisé entre les océans de la part de nombreuses flottilles. Le Groupe a donc recommandé d'étudier la viabilité d'une réunion mondiale d'experts sur le thon obèse, devant se tenir en coordination d'autres organismes de pêche régionaux.

6 Autres questions

Le Groupe a reçu une recommandation provenant du Comité BETYP visant à l'organisation d'un Symposium final du BETYP en mars 2004. Le Groupe a approuvé cette proposition. En outre, le Groupe a recommandé que le SCRS étudie la possibilité d'organiser une seconde réunion mondiale sur le thon obèse immédiatement après le Symposium du BETYP.

L'Appendice 7 présente des informations sur l'analyse des effets du moratoire.

7 Adoption du rapport et clôture

Le Groupe a décidé d'adopter le rapport par correspondance. Le Président a remercié tous les participants et la réunion a été levée.

Références bibliographiques*

- DERISO, R.B. 1980. Harvesting strategies and parameter estimation for an age-structured model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 268-282.
- FRANCIS, R.I.C.C. 1992. Recommendations concerning the calculation of maximum constant yield (MAY) and current annual yield (CAY). New Zealand Fisheries Assessment Research Document, 92/8.
- HILBORN, R., et M. Mangel. 1997. The Ecological Detective. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

- LO, N.C., L.D. Jacobson, et J. L. Squire. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49: 2515-2526.
- OTTER RESEARCH, Inc. 2001. AD Model Builder Version 6.0.2 for use in nonlinear modeling and statistics. Vancouver, Canada.

QUINN, T.J., et R.B. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, NY.

*Ces références bibliographiques ne sont pas incluses comme documents SCRS dans les Recueils de documents scientifiques de l'ICCAT.

INFORME DE LA REUNIÓN DE EVALUACIÓN DE ICCAT DE 2002 DEL STOCK DE PATUDO

(Madrid, 16-20 septiembre de 2002)

1 Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión

La reunión se celebró en la Secretaría de ICCAT, en Madrid. El Dr. Naozumi Miyabe, presidente de la reunión, dio la bienvenida a los participantes ("el Grupo"). El orden del día fue adoptado sin cambios (**Apéndice 1**). La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2** y la lista de documentos científicos presentada a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**.

Los participantes acordaron que durante la reunión se redactarían tanto el Informe detallado (este documento) como el Resumen ejecutivo del patudo para 2002.

Se enumeran a continuación las personas que desarrollaron las funciones de relatores de las diferentes secciones:

Relator	Sección
H. Arrizabalaga	Apéndice 7
X. Bard	Apéndice 6
C. Brown	3.2, 3.3
J. Cramer	3.2
D. Die	3.5
M. Gujoun	Apéndice 7
N. Miyabe	5, Apéndice 4
P. Pallarés	3.7, Apéndice 7
J. Pereira	3.1, 3.4
R. Pianet	Apéndice 4
V. Restrepo	1, 3.6, 6, 7, Apéndice 5
Y. Takeuchi	3.2, 3.8
K. Uosaki	2
Y. Uozumi	4

2 Descripción de las pesquerías

2.1 Visión general

El grueso de las capturas corresponde a la pesquería de palangre, que respondió casi del 60% de la captura total (**Tabla 1, Figura 1**). Otros componentes son las pesquerías de cerco y de barcos de cebo vivo, cuyas capturas respondieron de casi el 20% cada una.

2.2 Pesquería de palangre

La pesquería japonesa de palangre comenzó en 1956 y pescaba sobre todo rabil y atún blanco desde el principio de su historia en el Atlántico. Sin embargo, desde finales de los setenta, las especies objetivo de esta pesquería han cambiado y son el patudo en aguas tropicales y el atún rojo y atún rojo del Sur en aguas templadas. Después de esto, el esfuerzo de pesca dirigido al patudo se ha ido concentrado gradualmente en la parte oriental de las aguas tropicales (**Figura 2**). Al mismo tiempo, los pescadores empezaron a calar los anzuelos del palangre a mayores profundidades en un intento de

mejorar sus capturas de patudo (SCRS/2002/151). El esfuerzo desplegado por esta pesquería tendió a incrementarse durante este mismo período, esfuerzo que se situaba en 45 millones de anzuelos (como media), a finales de los setenta, y que después alcanzó un punto máximo con 120 millones de anzuelos en 1996. Tras ese año, el número de anzuelos descendió hasta 99 millones en 2000 (81% de 1996) y 78 millones de anzuelos en 2001 (64% de 1996). La captura de la pesquería japonesa de palangre ha presentado una tendencia creciente desde el principio de su historia hasta principios de los noventa; la captura media fue de 15.000 t en los años sesenta y setenta, aproximadamente 25.000 t en los ochenta y 35.000 t a principios de los noventa. Sin embargo, la captura descendió rápidamente a finales de los noventa, llegando a 24.000 t en 2000, y 19.000 t en 2001.

Las flotas de palangre de Taipei Chino comenzaron a pescar túnidos y especies afines en el océano Atlántico a comienzos de los años sesenta. Entre sus especies objetivo, el patudo se ha convertido en una de las más importantes para esta pesquería desde 1990. Aunque, en 1987, la mayor parte de las flotas de palangre de Taipei Chino cambió su método de pesca de lances superficiales dirigidos al atún blanco a lances más profundos dirigidos a especies tropicales (patudo y rabil), las capturas comunicadas de patudo no fueron grandes si se comparan con las capturas totales durante 1987-1989.La captura de patudo para esta pesquería ascendió a 8.000 t a finales de los sesenta, después descendió hasta sólo unos pocos miles de toneladas a mediados de los setenta y ochenta, y se aproximó a las 20.000 t durante 1994-1997, con un máximo en 1996 (21.850 t). Se estableció un límite de captura anual de 16.500 t y 125 barcos de 1998 en adelante. Las capturas del período 1998-2001 ascendieron a 16.314 t, 16.837 t, 16.795 t y 16.429 t, respectivamente.

Desde 1993, China ha comunicado capturas crecientes, en torno a 500 t en 1993-1997, y después un incremento hasta casi 7.000 t en 1999-2001, una cantidad que responde del 9-13% de la captura total de palangre.

La captura de Estados Unidos ascendió a 500-1.000 t durante la década de los noventa. Las vedas espaciales introducidas en la pesquería de palangre estadounidense en 2001 no parecen haber afectado a la captura de patudo. En 2001, la mayor parte de los desembarques de patudo de los palangreros estadounidenses provinieron de barcos que operaron en la costa este de Estados Unidos, en la zona de Cabo Hatteras, desde Carolina del Norte a Massachussets. En dicha región sólo hay una pequeña zona vedada a la pesca al palangre durante un mes. Las vedas anuales más amplias están localizadas en la zona al Sur de Cabo Hatteras. Las capturas y desembarques totales comunicados para 2001 (1.085 t, cifra preliminar) fueron similares a las capturas medias de 1997 a 1999 (1.109 t). Los desembarques de 2000 fueron excepcionalmente bajos (574 t) para el período de cinco años, debido sobre todo a unas muy bajas capturas estimadas de la pesquería de caña y carrete en el Atlántico noroccidental.

2.3 Pesquería de cerco

La pesquería de cerco existe a ambos lados del océano Atlántico, pero la magnitud de la pesquería del Atlántico este ha sido mucho mayor que la de la pesquería del Atlántico oeste.

- Atlántico este

La pesquería de cerco del Atlántico este está formada por dos componentes: las flotas de la CE (Francia, España y asociadas, es decir, otras banderas de armadores de barcos atuneros europeos) y una flota con base en Ghana que opera desde 1997 (Figura 3). A diferencia de la pesquería de palangre, se han recogido estadísticas de pesquerías necesarias para la evaluación del stock (cuadernos de pesca así como muestreos para composición por especies y tallas) de la mayor parte de las flotas de cerco asociadas con la flota de la CE. Existe muy poca información disponible de la pesquería de cerco de Ghana.

El número total de cerqueros europeos y asociados ha experimentado un descenso, desde los 71 barcos existentes en los noventa y estabilizándose en 40-45 unidades desde 1998, algunos de estos cerqueros están asociados con buques auxiliares (*supplies*) para la pesquería sobre Dispositivos de

Concentración de Peces (DCPs). Esta pesquería opera utilizando dos tipos de pesca: sobre objetos (o Dispositivos de concentración de pesces, DCP) y sobre bancos libres; los lances sobre objetos responden del 35 al 50% del número total de lances. La captura total se aproximó a las 155.000 t en 2001, compuesta por 14.000 t (9%) de patudo y más del 80% de esta captura de patudo se realizó sobre DCPs y estaba compuesta por juveniles (35-65 cm longitud a horquilla, con un peso medio de 4 kg).

La situación es más compleja para la flota que tiene su base en Ghana, cuyos cerqueros operan bien como cerqueros clásicos sobre DCPs, o en asociación con barcos de cebo vivo y cargueros, casi exclusivamente en la zona del Golfo de Guinea. Esta flota se desarrolló rápidamente pasando de 2 barcos que capturaban 7.000 t en 1996 a 10 barcos que capturaron 32.000 t en 2001 (**Tabla 2**), de las cuales 7.500 t eran patudo (**Tabla 3**).

Desde noviembre de 1997, las flotas de cerco de la CE introdujeron una moratoria de tres meses para la pesca sobre objetos en la zona comprendida entre 5° N, 4° S y Este de 20° W en el Golfo de Guinea. Esta moratoria voluntaria se recondujo en 1998 hasta que se convirtió en vinculante mediante la Recomendación de ICCAT para todos los cerqueros (junio de 1999) y después para todas las flotas (junio de 2000). Esta medida introdujo un cambio importante en la zona y actividades de pesca de las flotas de cerco de la CE: el descenso del número de sus barcos y la implementación de la moratoria se tradujeron en una reducción de la captura sobre objetos (40%) en general y, más específicamente, de la captura de patudo (50%).

- Atlántico oeste

En el Atlántico oeste la única pesquería de cerco es operada por Venezuela, es una pesquería tradicional sobre bancos libres, con una captura total de 20.000 t, que incluye aproximadamente 500 t de patudo.

2.4 Pesquería de cebo vivo

- Atlántico este

La pesquería de túnidos en Ghana, que iniciaron los japoneses a principios de los sesenta, se dirigía al listado, con capturas menores de rabil y patudo juvenil. Durante las cuatro últimas décadas, la pesca de túnidos en Ghana se ha caracterizado por importantes cambios. Los barcos de cebo vivo dominaron los desembarques en Ghana, desembarcando sus capturas en Tema (**Figura 4**). El pescado capturado con este arte era bastante pequeño y se capturaba sólo en bancos libres, las especies capturadas eran rabil, listado, patudo y algunas especies de pequeños túnidos. Desde comienzos de los noventa, la introducción de DCPs cambió la estrategia de pesca de los barcos de cebo vivo. Se incrementó la proporción de patudo de forma regular en las capturas de los barcos de cebo. Desde 1997, la reintroducción de los cerqueros se ha traducido en una asociación con los barcos de cebo vivo. Las operaciones de pesca sobre DCPs continuaron también pero más para los barcos de cebo vivo que para los cerqueros. Estos cambios sucesivos han producido un notable incremento en las tasas de captura de los barcos de cebo vivo y parecen haber afectado especialmente a la proporción de patudo (**Figura 5**) y, por consiguiente, a la CPUE nominal. Véase el **Apéndice 4** para más información sobre este punto.

Hay varias pesquerías de cebo vivo que operan en las costas africanas. Una de ellas es la pesquería de barcos de cebo vivo que tiene su base en Dakar y que empezó a operar en 1956, en las aguas a la altura de Senegal y Mauritania. La temporada de pesca de patudo se extiende de marzo a noviembre. El peso medio del patudo capturado por estas flotas es de 8 kg.

Existen otras pesquerías de cebo vivo que operan en diferentes archipiélagos en el Atlántico: Azores, Madeira, Islas Canarias y Cabo Verde (**Figura 4**), y se dirigen a diferentes especies de túnidos, entre los que se incluyen el patudo, según la temporada. La temporada de pesca para esta especie en Azores se extiende de abril a julio, el peso medio del patudo es 19 kg. En Madeira, la temporada de pesca de patudo va de marzo a julio. El peso medio de patudo capturado por estas flotas es de 20 kg. Tanto en Madeira como en Azores se ha observado un descenso en las capturas en los últimos años, que probablemente se deba a las condiciones medio-ambientales que producen fluctuaciones en la abundancia y disponibilidad locales de patudo. La temporada de pesca en las islas Canarias para esta especie va de marzo a octubre, y el peso medio del patudo es 19 kg.

Desde comienzos de los noventa, algunas flotas de barcos de cebo vivo han operado diferentes tipos de pesquerías. Las flotas de Dakar y de las Islas Canarias utilizan el mismo barco a modo de objeto flotante, bajo el cual se concentran las diferentes especies de túnidos, entre ellos el patudo.

Las pesquerías españolas de túnidos dirigidas al atún blanco y atún rojo capturan pequeñas cantidades de patudo como captura fortuita durante los meses de verano.

- Atlántico oeste

En el Atlántico oeste la primera pesquería desarrollada fue la pesquería de cebo vivo (en la década de los cincuenta). La pesquería más importante es la pesquería de cebo vivo de Brasil, que tiene al listado como única especie objetivo.

2.5 Consideraciones medioambientales

El documento SCRS/2002/100 describe el carácter estacional y la variabilidad interanual observada en las capturas de patudo y listado realizadas por la flota de barcos de cebo vivo en las zonas que rodean al archipiélago de Madeira. Se describen las fluctuaciones de algunos indicadores medioambientales locales (SST) e índices globales (índice GSNW) que podrían explicar, parcialmente, la aparición estacional de estas especies o sus estructuras de edad y, por consiguiente, las fluctuaciones interanuales en la abundancia y disponibilidad locales en las zonas de pesca en las que opera esta flota. El documento también discute las posibles causas de la disminución de las capturas observada en esta flota en los últimos años.

Las comparaciones entre CPUEs (en número) de patudo por clases de talla y el índice GSNW puede apuntar a una cierta coincidencia entre el índice GSNW y la abundancia-disponibilidad local de las diferentes clases de edad del patudo. Los datos sugieren que existe cierto acuerdo entre los valores del índice GSNW y los valores de la CPUE de algunos grupos de tallas. Los valores de las CPUEs por clases de talla muestran fluctuaciones sustanciales a través de los años, pero también cabe señalar el descenso en las CPUEs en todos los grupos de edad que se inició a mediados de los noventa, que explicaría la caída de las capturas de esta flota observada en los últimos años.

En los datos de captura relativa anual (%) de patudo por grupos de talla, el valor del índice GSNW parecía coincidir en cierto modo con los cambios en la disponibilidad de algunas clases de talla. Se observó una clara relación positiva en el grupo de peces pequeños (grupo 2; 70-90 cm), mientras que había una relación opuesta en el grupo de peces con tallas mayores (grupo 57+;> 130cm). Estas variaciones en la disponibilidad de los diferentes grupos de edad tendrían un impacto importante en la productividad anual en peso obtenida por la flota. Por tanto, la mayor o menor disponibilidad de los grupos de talla respectivos puede tener un impacto crítico en el éxito o fracaso de la temporada de pesca en su conjunto.

3 Estado de los stocks (véase también Apéndice 4)

3.1 Estructura del stock

El Comité sigue aceptando la hipótesis actual de un solo stock en todo el Atlántico para el patudo, basada en pruebas circunstanciales, como distribución espacio-temporal de los peces y movimientos de peces marcados. Sin embargo, no debe descartarse la posibilidad de otros escenarios, como los stocks del Norte y del Sur.

Se presentó un nuevo estudio (SCRS/2002/159) de variabilidad genética de 177 especímenes de patudo atlántico de cuatro caladeros (Côte d'Ivoire, Islas Canarias, Azores y Canadá) mediante la amplificación y secuenciación del genoma mitocondrial. Este estudio sugiere la posible existencia de 3 stocks genéticamente independientes o de un polimorfis mo ancestral de origen maternal del patudo en el Atlántico, uno mayoritario (Clado II), uno relativamente abundante (Clado I) y uno minoritario (Clado III). No hay flujo de genes entre los tres clados que se comportan como estructuras genéticas independientes. Sin embargo, existe un flujo de genes dentro de cada clado, con la excepción de las poblaciones del Clado I de Canadá y Côte d'Ivoire. Las proporciones de los 3 clados presentan variaciones en las diferentes poblaciones, pero parece ser que no hay un gradiente latitudinal en el Atlántico. El estudio concluye con la necesidad de más muestras de diferentes zonas, sobre todo de zonas de Sudamérica y Sudáfrica, y también de diferentes marcos temporales.

3.2 Datos de captura

3.2.1 Tarea I y capturas no comunicadas

No se han realizado cambios importantes en las capturas históricas de la Tarea I desde la última evaluación. Las capturas de la Tarea I para el Congo (8 t), Liberia (57 t), Marruecos (770 t), Uruguay (25 t) y Corea (43 t) se trasladaron del año anterior. Las capturas de la Tarea I comunicadas por Côte d'Ivoire se eliminaron, ya que parece que estas capturas también habían sido comunicadas por la Unión Europea. Se comunicaron capturas adicionales de los barcos de cebo de España en el Golfo de Vizcaya desde 1998 hasta 2001, incluido. Esta captura fue captura fortuita de la pesquería de túnidos de aguas templadas. Se actualizó la captura de palangre japonés para 2000.

Las capturas de palangre de las estadísticas japonesas de importación para 2001 se incluyeron en la tabla de capturas para Panamá (469 t), San Pedro y Miquelón (90 t), Georgia (140 t), Gambia (5 t), Belice (3.658 t), Honduras (1.880 t), Guinea Ecuatorial (1.652 t) y Sierra Leone (39 t). Estas capturas son estimaciones mínimas ya que los pesos se dieron en peso de producto (es decir, no convertidas a peso en vivo), y toda la captura no fue necesariamente exportada a Japón. Sin embargo, estas capturas, basadas en las estadísticas japonesas de importación se consideraron procedentes principalmente del Atlántico, pero pueden incluir algunas capturas de otros océanos.

La captura de patudo de Ghana ha sido generalmente baja y el Grupo de Trabajo consideró que era objeto de subestimación debido al problema que supone la identificación del patudo pequeño en esta pesquería multiespecífica ghanesa. Se recalcularon las capturas de la Tarea I, por trimestre, desde 1990 hasta 2001 incluido, y se corrigieron en relación con la composición por especies sobre la base del peso de las muestras presentadas. Estas estimaciones de captura se compararon con las estimaciones anteriores basadas en las proporciones anuales, y mostraron diferencias considerables para algunos años, quizá debido a los problemas de muestreo (escasa cobertura, muestras sólo de los barcos de cebo vivo y no de los cargueros, etc.). Véase información más detallada sobre las estadísticas de pesca de Ghana en el **Apéndice 5.**

3.2.2 Conversión talla/edad

- Tradicional

Se presentaron las nuevas estimaciones de crecimiento basadas en datos de marcado y análisis de otolitos (véase 3.4.3); como los resultados son todavía preliminares, el Grupo decidió no utilizarlos para esta evaluación.

La captura por talla se convirtió en captura por edad utilizando la ecuación de crecimiento de Cayré y Diouf (SCRS/83/080); $L = 285.3745(1 - \exp(-0.11270422(t+1.0)))$. La edad en este caso

implica la cohorte en año civil. Los puntos de corte (límite superior de cada edad por trimestre) se calcularon añadiendo medio año a cada edad trimestral partiendo del supuesto de que el crecimiento no presenta variaciones estacionales. Estos puntos de corte y los datos de captura por edad resultantes se presentan en las **Tablas 4** y **5**.

- Alternativa

Durante la reunión, se planteó una duda sobre la idoneidad de esta conversión. En primer lugar, los puntos de corte para la edad 0 incluyen aparentemente peces mayores de 1 año, con la excepción del primer trimestre. En segundo lugar, los puntos de corte no eran apropiados para separar las cohortes de un modo eficaz. El Grupo discutió este asunto y decidió investigar por lo menos el impacto de este problema y llevar a cabo un ensayo de sensibilidad utilizando datos de captura por edad creados con unos puntos de corte alternativos. Los puntos de corte alternativos aparecen definidos en la **Tabla 6** y la captura por edad se comparó con la captura por edad estimada mediante los actuales puntos de corte (**Tabla 7**).

La captura por edad alternativa asignaba más peces de edad 1 de los peces que se habían asignado a la edad 0 en la actual captura por edad. Además, el número de peces con una edad superior a 0 se incrementó en general debido a que los puntos de corte de la alternativa uno eran menores. El Grupo discutió este posible problema, pero no pudo concluir si esta alternativa era válida o no, y recomendó que se realizaran nuevas investigaciones sobre este tema antes de la próxima evaluación.

Durante la última evaluación de 1999, se repitió el método de separación de edad "filo de cuchillo" utilizado para la evaluación de patudo de 1997. Este método se basaba en la curva de crecimiento descrita por Cayré y Diouf (SCRS/83/080). En el documento original se estimaban valores de L_8 (285.37) y k (0.1127), pero no se estimaba t_0 . En 1997, se asumió un valor de t_0 de -1.0, con el fin de reflejar mejor las edades biológicas. Después se definieron los límites superiores trimestrales partiendo de las tallas por edad previstas seis meses después del inicio de cada trimestre (Tabla 4). Sin embargo, durante la discusión de la actual evaluación, se señaló que Cayré había propuesto más tarde un valor de t_0 de -0,5 para la curva de crecimiento. Además se expresó preocupación en relación con los días en libertad de los peces marcados, los rangos de tallas y el número de recuperaciones con las que contaban Cayré y Diouf (SCRS/83/080). Se propuso una curva de crecimiento alternativa basada en Alves et al. (SCRS/97/095), en la que se utilizaron análisis de partes duras, un muestreo mayor y un rango de tallas más amplio ((L_8 =247.29, k =0.14, t₀ = -0.54). Sin embargo, dado que varios índices de abundancia se habían basado en los límites de 1997, el Grupo acordó utilizar los límites superiores utilizados en las evaluaciones de 1997 y de nuevo para la evaluación de 1999. Sin embargo el Grupo instó a que se realizaran nuevas investigaciones sobre esta cuestión y recomendó que se replanteara la misma durante la reunión del Grupo de Trabajo sobre Túnidos Tropicales del SCRS de 2002, con el fin de que cualquier nuevo límite superior esté disponible para los análisis con anterioridad a la subsiguiente evaluación de patudo o análisis del impacto de la moratoria (para operaciones con DCPs por parte de la pesquería de superficie). El Grupo también recomendó que se definieran los límites superiores partiendo de las tallas por edad previstas 6 meses después de la mitad de cada trimestre (en lugar de al inicio).

A pesar de la discusión y las recomendaciones del Grupo, la separación de edades (filo de cuchillo) y los índices de abundancia específica por edades para la evaluación de 2002 se basaron de nuevo en los límites trimestrales definidos para la evaluación de 1997. El Grupo consideró el efecto potencial de metodologías de separación de edades (filo de cuchillo) alternativas. La discusión se centró en tres puntos:

 La ausencia de una curva de crecimiento definitiva. Aunque se han propuesto en la bibliografía muchas curvas de crecimiento, muchas de ellas adole cen de una gama limitada de tallas de peces, tallas de muestras pequeñas, un ámbito geográfico limitado del muestreo, y/o varios problemas inherentes al marcado o a los análisis de partes duras.

- 2) La definición de límites de separación de edades (filo de cuchillo) que consideren la variabilidad del crecimiento y la variabilidad en el tamaño de las cohortes. La colocación de límites superiores e inferiores iguales a la talla prevista de peces 6 meses antes y 6 meses después de cada trimestre se planteó como una aproximación simple que tenía como objetivo minimizar la posibilidad de solapamiento en las distribuciones de talla de cohortes. La recomendación de colocar este límite en la mitad de cada trimestre se basó en el supuesto de que los peces pueden describirse como capturados, realizando un promedio, en la mitad de cada trimestre.
- 3) La viabilidad de utilizar la separación de edad (filo de cuchillo) para definir clases de edad basadas en año civil para una especie cuyo reclutamiento se distribuye uniformemente a lo largo del año (la hipótesis de trabajo). El rango de talla entre los peces nacidos en enero y diciembre del mismo año civil puede ser muy grande, dificultando en gran medida la aplicación fructífera del enfoque de la *"tramos móviles"* de la separación de edades "filo de cuchillo" donde se supone que los peces de la misma clase de edad se encuentran entre los límites superior e inferior definidos para cada período de tiempo.

Se creó un modelo de simulación ad hoc con el fin de evaluar la sensibilidad de los resultados de la separación de edades "filo de cuchillo" a las diferentes especificaciones del parámetro de la curva de crecimiento t_0 (la principal diferencia entre curvas de crecimiento alternativas propuestas durante la discusión del Grupo). Se utilizaron las estimaciones de L₈ y k de Cayré y Diouf (SCRS/83/080) para una mayor simplicidad, de modo que la curva de crecimiento aplicada actualmente aparecería representada en los resultados. Se simuló una distribución uniforme del reclutamiento mediante la definición de tendencias individuales de las curvas de crecimiento, iniciándose cada mes, durante dos años consecutivos. El crecimiento fue determinista, basado en los parámetros de entrada para el crecimiento, es decir, no se evaluaron los efectos de la variabilidad del crecimiento y del tamaño de cohorte. Los actuales límites de separación de edad "filo de cuchillo" (tal y como se utilizaron en las evaluaciones de 1997, 1999 y 2002) se aplicaron a las tendencias de crecimiento para generar una clase de edad estimada (basada en el año civil), asumiendo que cada límite representa a los peces capturados durante ese mes. Estas clases de edad estimadas se compararon con las clases de edad reales, los resultados globales se muestran en la Tabla 8. La separación de edades "filo de cuchillo" funcionó perfectamente en estas condiciones para la clase de edad 0. real. Sin embargo, se produjo una clasificación errónea sistemática de los peces en la siguiente clase de edad inferior que se iniciaba en la clase de edad 1. Si el valor "real" de k es 1, entonces los resultados indicaban que los peces de las 7 primeras clases de edad estarían incorrectamente clasificados en un 33% de los casos en la siguiente clase inferior de edad. Este sesgo persistiría en todas las clases de edad específicas, con la excepción de los peces con una clase de edad real 0 (aunque los peces de la clase de edad real 1 se verían clasificados erróneamente en la clase de edad 0). Por otro lado, si el valor "real" de t₀ es realmente 0,5 (el valor supuestamente propuesto por Cayré y Diouf y el valor que, si se aplica, movería la curva de crecimiento hasta acercarla a Alves et al. (SCRS/97/95), entonces las clases de edad serían objeto de una clasificación errónea en el 80% de los casos.

En un esfuerzo por minimizar esta clasificación errónea en estas condiciones, se definieron unos límites de separación de edades (filo de cuchillo) alternativos basándose en las tallas previstas al comienzo de cada trimestre (suponiendo que $t_0 = 0,5$), es decir, el límite inferior es la talla prevista al comienzo del trimestre y el límite superior es la talla prevista al comienzo del trimestre siguiente (**Tabla 6**). Esto se consideró un caso extremo, ya que en la práctica real la variabilidad del crecimiento limitaría la utilidad de un tramo tan estrecho. Si se aplican los límites alternativos, la clasificación errónea de clase de edad se reduce al 8% si $t_0 = 0,5$ (**Tabla 8**). Sin embargo, si el valor "real" de t_0 es 1, la probabilidad de clasificación errónea en la siguiente clase de edad superior se incrementa hasta un 38%. Los límites de separación de edades "filo de cuchillo" alternativos se utilizaron para generar una matriz alternativa de captura por edad. El VPA se aplicó a esta captura por edad alternativa como un análisis de sensibilidad con el fin de evaluar las diferencias potenciales en los resultados cuando se aplican límites alternativos de separación de edades "filo de cuchillo".

Está claro que los límites de separación de edades "filo de cuchillo" son muy sensibles a la introducción de curvas de crecimiento. Por ello, el Grupo recomendó fehacientemente que se evaluasen todos los datos disponibles para definir mejor la curva de crecimiento antes de la próxima evaluación, con tiempo suficiente para que los índices específicos de la edad utilicen cualquier nuevo límite. Además, está claro que los resultados del modelo de simulación reflejan un gran problema inherente al análisis de especies que reclutan durante todo el año. El Grupo recomendó que se desarrollaran métodos de separación de edades "filo de cuchillo" alternativos y/o modelos de evaluación alternativos que fueran aplicables cuando el reclutamiento se distribuye de un modo más o menos regular a lo largo del año o tiene múltiples puntos máximos. Un enfoque potencial para la separación de edade real en vez de basándose en el año civil (todos los peces de menos de 1 año serían clase de edad 0, etc., sin tener en cuenta el año civil de nacimiento). Otro enfoque potencial que sería útil para la evaluación podría ser desarrollar modelos trimestrales de VPA.

3.3 Datos de tasas de captura

3.3.1 Visión general de los índices de CPUE disponibles

– Palangre

Se dispuso de varios índices de CPUE de palangre para su inclusión en los análisis de evaluación. El documento SCRS/2002/114 presentaba dos índices estandarizados para la pesquería de palangre estadounidense en el Atlántico noroeste (incluido el Golfo de México): uno en números (para el período 1987-2001), basado en datos de los cuadernos de pesca especificados por lances, y otro en biomasa (para el período 1982-2001) basado en datos de desembarques especificados por mareas. El método utilizado para la estandarización fue el modelo lineal generalizado (GLM) basado en el método de Lo *et al.* (1992). Se desarrollaron modelos de efectos fijos para ambos índices y se incluyeron factores como año, zona, temporada, "op" (una clasificación de los barcos que se basa en la configuración del arte de pesca, la principal especie objetivo y las zonas en las que se opera) y objetivo (basándose en la proporción de pez espada en la captura); además, se utilizaron modelos de efectos aleatorios para examinar las interacciones anuales para los índices de palangre. Ambos índices mostraban una tendencia global a la baja (**Figura 6**), aunque desde 1992 en adelante la tendencia fue más equilibrada (sobre todo para los índices expresados en número).

El documento SCRS/2002/151 presenta la CPUE de la pesquería de palangre japonesa, que incluye índices específicos de la edad, actualizada hasta 2001, incluido (Figura 7). La cobertura para 2001 fue de aproximadamente el 60% y está sujeta a modificaciones en el futuro. Se atribuyeron edades a los datos utilizando datos de talla (la cobertura de datos es inferior al 5% de la captura total) agregados por rectángulos de 10 x 20 grados y por mes antes de proceder a la estandarización. Los datos de captura y esfuerzo utilizados fueron agrupados por mes y cuadrículas de 5 grados. Se utilizaron dos tipos de GLM (lognormal y estructuras de error de Poisson) para estandarizar la tendencia de la CPUE. Se utilizaron los factores año, mes, principal (material de la liña principal), bran (material de la brazolada), NHBF (número de anzuelos entre flotadores), e interacciones bidireccionales (bran*zona; NHBF*mes; NHBF*zona y mes*zona). No se incorporaron los términos de interacció NHBF era cinco. Los resultados de la aplicación de dos estructuras de error alternativas mostraron una tendencia similar (Figura 7). Estos índices exhibían una tendencia general a la baja, que se iniciaba a mediados de los setenta y se prolongaba hasta mediados de los ochenta, dependiendo de la categoría de edad. Esta tendencia a la baja puede observarse también en el índice calculado mediante una combinación todos los grupos de edad (Figura 8). No se observaron progresiones claras en la abundancia relativa observada en los índices específicos de la edad (por ejemplo, puntos máximos para una edad que se correspondan con puntos máximos en la tendencia de la edad mayor posterior en el año siguiente).

El documento SCRS/2002/121 proporcionaba tasas de captura estandarizadas de la pesquería de palangre de Taipei Chino en el Atlántico utilizando un GLM con una estructura lognormal de error. La información detallada sobre la pesca (registro de lances diarios de los cuadernos de pesca) utilizada cubría tres períodos diferenciados: 1) de 1981 a 1987 durante un período en el que el esfuerzo no se dirigió generalmente al patudo, 2) un período de transición aproximadamente 1988-1993 en el que se incrementó la pesca dirigida al patudo; 3) desde 1994 a 2000 un período en el que el que la pesquería se dirigía al patudo. Los factores incluidos en el modelo fueron año, mes, zona y especie objetivo (definida por la composición de las capturas). También se incluyeron en el modelo las interacciones bidireccionales y anuales. Los resultados (Figura 9) indicaban una ligera tendencia a la baja para el período 1981-1987, una tendencia creciente para 1988-1995, y una tendencia a la baja para el período 1996-2000. Durante el debate sobre este índice, el Grupo expresó una serie de problemas, entre ellos la utilización de la composición de capturas para definir la especie objetivo (un enfoque que puede confundirse intrínsicamente con las tasas de captura, especialmente en lo que se refiere a las capturas de patudo), y el acusado incremento en las tasas de captura nominal en la última década, que podrían no ser adecuadamente estandarizadas si se utilizan los factores disponibles. El Grupo pidió que se desarrollara un índice, para realizar una comparación, utilizando sólo el período de tiempo (1994-2000) de pesquería totalmente dirigida al patudo y eliminando el efecto de direccionamiento del modelo. Los resultados se presentan también en la Figura 9.

-- Barcos de cebo vivo de Ghana

En las cuatro últimas décadas, la pesca de los barcos de cebo vivo de Ghana se ha caracterizado por haber experimentado tres grandes cambios: 1) una pesquería de cebo vivo clásica que captura poco patudo; 2) la introducción de DCPs a comienzos de los noventa que incrementó significativamente las capturas de patudo y 3) el desarrollo de una asociación con cerqueros y cargueros con transbordos en la mar.

Los cambios sucesivos han incrementado en gran medida la tasa de captura de los barcos de cebo vivo y parecen haber afectado especialmente a la proporción de patudo y, en consecuencia, a la CPUE nominal (**Figura 10**). Los resultados que se presentan aquí incluyen una serie de ajustes a la captura y reflejan la tendencia nominal. Debido al cambio de carácter de la pesquería es poco probable que esta tendencia refleje la abundancia relativa de la población.

-- Barcos de cebo vivo y cerqueros europeos

Incluso aunque se cuenta con cierta información sobre la CPUE de patudo para estas pesquerías (SCRS/2002/148, 153, 154), no se considera utilizable para la los índices de abundancia debido a las incertidumbres no cuantificadas (como utilización de DCPs en la pesquería o el incremento de la potencia pesquera del cerco debido a otras mejoras tecnológicas).

3.3.2 Índices utilizados para calibrar los modelos evaluación

Los índices utilizados en la evaluación se muestran en la **Tabla 9**. El Grupo decidió no utilizar las tasas de captura estandarizadas para la pesquería de palangre de Taipei Chino debido a las preocupaciones que se plantearon durante el debate. Además, el análisis de los datos durante la reunión (para el período 1994-2000) preveía una tendencia a la baja a una velocidad mayor que en cualquier otro índice disponible. Dada la preocupación relacionada con los datos de entrada, el Grupo decidió que estos resultados podían no reflejar la tendencia de abundancia y, por consiguiente, resolvió no utilizar este índice.

El Grupo también decidió que no había razones para excluir el resto de los índices estandarizados para las diferentes flotas de palangre, pero realizó algunas selecciones entre ellos. En el caso de los índices estandarizados de Estados Unidos, se decidió que sería mejor utilizar el índice de peso (biomasa), ya que abarca un período de tiempo más largo y puede utilizarse en todos los modelos que requerían índices. En el caso de los índices de palangre japonés se decidió utilizar índices

estandarizados basados en estimaciones especificas de la edad y de edades agregadas (ya sea específicos de la edad o de edades agregadas, en biomasa o en números, se utilizarían para ensayos específicos) partiendo del GLM, asumiendo la estructura de error Poisson, ya que fue utilizada en la anterior evaluación, y se aplicó el mismo razonamiento. Se generó un índice de biomasa único mediante la combinación del índice de biomasa de palangre estadounidense y el índice de biomasa de edades agregadas del palangre japonés. En primer lugar estos índices se hicieron relativos respecto a sus medias y, después, se ponderaron, ya sea con una media simple para los puntos superpuestos o mediante la magnitud relativa de la captura para las dos pesquerías, manteniendo el cambio relativo del índice japonés entre los puntos superpuestos y los puntos restantes. Sin embargo, la segunda opción es ligeramente diferente del índice japonés. En la **Figura 11** se comparan todos los índices de edades agregadas utilizados.

3.4 Parámetros de población

3.4.1. Relación peso-talla

La relación peso-talla actualmente utilizada para el patudo atlántico es la calculada por Parks *et al.* (SCRS/81/59) a partir de muestras que cubren una amplia zona del Atlántico y que fueron obtenidas con diferentes artes de pesca:

$$W = 2.396 * 10^{-5} * FL_{2.9774}$$

donde W = peso en kg y FL = talla (desde la punta del hocico hasta la horquilla de la cola) en centímetros.

3.4.2. Mortalidad natural

En general, se considera que M varía con la edad de los individuos. Como hipótesis de trabajo, ICCAT ha adoptado una tasa de mortalidad para el patudo que varía con la edad, siendo más alta para los juveniles (0,8) en los dos primeros años y más baja (0,4) en los años siguientes. Esta hipótesis tiene en cuenta los diferentes hábitats del patudo durante su ciclo vital, así como los cambios en el metabolismo y en la fisiología que se producen en diferentes edades.

Se estimó la mortalidad natural del patudo en el Atlántico este sobre la base de los experimentos de marcado (SCRS/2002/113), en los cuales se implementaron dos tipos de marcas de forma simultánea. Se utilizó un modelo de tasa de pérdida de marcas para estimar la tasa de mortalidad natural instantánea, así como la tasa de mortalidad por marcado. La mortalidad inmediata (Tipo I) y la subsiguiente tasa de mortalidad a largo plazo posterior (Tipo II) de patudo para las marcas BETYP se estima en aproximadamente un 31,1% y 0,30 año⁻¹, respectivamente. La tasa instantánea de mortalidad natural para el patudo juvenil (FL media = 56,6 cm) proporcionada por este modelo (0,615 año⁻¹ para la media 0,675 año⁻¹ para la mediana) coincide con las estimaciones previas en otros océanos y confirma la validez de los valores utilizados actualmente por el grupo.

3.4.3 Crecimiento

Se presentaron dos documentos relacionados con el crecimiento del patudo atlántico, que se basaban en los análisis de los datos de marcado e incrementos de otolitos. En el documento SCRS/2002/131 se presenta un análisis preliminar del patudo marcado en el Atlántico tropical oriental. En este estudio, el crecimiento parece ser rápido y regular. La tasa aparente de crecimiento de aproximadamente 5 cm por mes parece coincidir con las pasadas estimaciones durante el primer y segundo año de vida de esta especie.

Otro documento (SCRS/2002/157) estudiaba el crecimiento del patudo en el Atlántico oriental basándose en los peces marcados y en los otolitos, algunos de éstos se obtuvieron de peces a los que se les había inyectado oxitetraciclina. Las curvas de crecimiento obtenidas de 3 diferentes conjuntos de

datos no fueron similares. La lectura de los otolitos mostraba un crecimiento más rápido que los datos de recuperación de marcas. Estos resultados se consideraron preliminares y los autores sugirieron que se llevaran a cabo otros estudios para confirmar por qué la lectura de los otolitos presentaba un crecimiento más rápido que los peces con marcas recuperados.

Finalmente, fue adoptada la curva de crecimiento descrita por Cayré y Diouf (SCRS/83/080) que había sido utilizada en anteriores evaluaciones. En el documento original se estimaban valores para L₈ (285.37) y k (-0.1127), pero no se estimaba t₀. Como en la evaluación de 1997, se asumió un valor de t₀ de -1,0; a fin de reflejar mejor las edades biológicas. Durante la discusión, se señaló que Cayré había propuesto posteriormente un valor de -0,5 para t₀ Además, se expresó la preocupación generada por la cuestión del tiempo pasado en libertad por los peces marcados, la gama de tallas y el número de recapturas utilizados en Cayré y Diouf (SCRS/83/080). Se propuso una curva de crecimiento alternativa basada en Alves et al. (SCRS/97/095), que utilizaba análisis de partes duras, un muestro más amplio y una gama de tallas más amplia (L₈ =247,29; k =0,14; t₀ =-0,54).

Sin embargo, como muchos de los índices de abundancia se habían basado en los supuestos de crecimiento de 1997, el Grupo acordó utilizar para esta evaluación los parámetros de crecimiento de Cayré y Diouf (SCRS/83/080). No obstante, el Grupo instó al desarrollo de nuevas investigaciones sobre esta cuestión y recomendó que el problema se reexaminará durante la reunión del Grupo de Trabajo de Especies Tropicales del SCRS de 2003. *3.4.4 Ratio de sexos*

Se presentaron dos nuevos estudios sobre la ratio de sexos del patudo atlántico. El documento SCRS/2002/152 analizaba los datos recientes de ratio de sexos del patudo capturado por la pesquería japonesa de palangre, basándose en 134.000 especimenes. Las ratios de sexos observadas fueron en general superiores a 0,5; lo que sugiere un predominio de machos sobre hembras, aunque en algunas zonas y épocas las hembras fueron más abundantes. Esta ratio de sexos fue superior sobre todo en aguas tropicales. La ratio de sexos por talla indicaba una mayor proporción de machos tanto para los peces pequeños (< 100 cm) como para los grandes (>160 cm). Estos resultados coinciden, en general, con estudios anteriores.

En el documento SCRS/2002/137 se analiza la ratio de sexos de 202 patudos capturados por los cerqueros tropicales. Este estudio llegó a la conclusión de que los machos son más abundantes que las hembras.

3.5 Modelos de producción del stock

Se utilizó el índice de palangre japonés como índice de abundancia para los modelos de producción. La CPUE japonesa (en número de peces) se convirtió en índice de biomasa utilizando el peso medio anual.

La captura total fue estimada durante la reunión a partir de los datos de la Tarea I disponibles en la reunión.

3.5.1 ASPIC

Se utilizó el programa ASPIC versión 4.45 para ajustar un modelo generalizado de dinámica de biomasa, y la versión ASPIC 3.82 para ajustar un modelo Schaefer (Prager, catálogo de programas y pers. Com). La versión 3.82 de ASPIC ha sido examinada y catalogada por el Grupo de trabajo sobre métodos de ICCAT:

Los datos no presentan suficiente información para estimar todos los parámetros del modelo de Schaefer, sin embargo, si se fija r y $B_0 = K$, entonces la estimación es posible. Los valores de los elementos de comprobación cambian (Figura 12) en gran medida dependiendo del valor de r utilizado (los valores utilizados oscilaron entre 0,2 y 2,2). Dentro de la gama de r ensayada, los elementos de

comprobación sugieren que el stock está actualmente sobrepescado (la ratio actual B/B_{RMS} se sitúa entre 0,5 y 0,8) y la sobrepesca se está produciendo (la ratio actual F/F_{RMS} se sitúa entre 1 y 3,5). El nivel de RMS oscila entre 50.000 y 110.000 t.

Cuando se utiliza el modelo generalizado con una función objetiva robusta (suma de cuadrados media) con $B_0 = K$, el modelo se ajusta y sugiere un modelo similar al modelo Schaeffer (phi = 0.47). Las estimaciones de los valores de comprobación obtenidas a partir del análisis de *bootstrap* fueron RMS = 105.000 t (80% C.L. 89.000-110.000 t), actual ratio B/B_{RMS} de 0,8 (80% C.L. 0,4 – 1,0) y ratio actual F/F_{RMS} de 1,15 (80% C.L. 0,9 – 2,0) (**Tabla 10, Figura 13**).

3.5.2 PRODFIT

Para PRODFIT, el esfuerzo se estimó como la ratio de la captura total dividida por la captura por unidad de esfuerzo de los palangreros japoneses. Tal y como se señaló en la última reunión, esto produce fuertes incrementos de esfuerzo en los períodos recientes. Estos fuertes incrementos del esfuerzo pueden no ser reales y pueden ser un efecto secundario de la captura incrementada de patudo pequeño realizada por cerqueros que pescan en DCPs, así como del incremento de la capturas ilegales, no declaradas y no reglamentadas realizadas con palangre desde comienzos de los noventa. Tal y como se hizo en la última reunión, se realizó un intento de consideración del impacto de tal incertidumbre relacionada con el nivel de esfuerzo reciente comparando los resultados de dos análisis: el primero, que supone que la relación captura-esfuerzo es diferente en las capturas históricas dominadas por la captura de palangre y las capturas recientes mayores de patudo pequeño, utiliza los datos sólo para el período 1961-1992; el segundo análisis, que asume que la relación captura-esfuerzo es igual para las capturas históricas que para las capturas de patudo pequeño de los últimos años, utiliza datos para el período 1961-2001.

Para PRODFIT, la obtención de la media del esfuerzo se realizó previamente, utilizando un valor de k (número de grupos de edad que contribuyen a la pesquería) igual a 5, pero también se probó un valor de 8 porque existe incertidumbre respecto al número exacto de grupos de edad que contribuyen a esta pesquería.

El modelo PRODFIT fue implementado por Pianet en una hoja de cálculo EXCEL y se cotejaron los resultados con los obtenidos por el modelo PRODFIT catalogado por ICCAT para comprobar si se obtenían los mismos resultados. Se utilizó PRODFIT para ajustar los modelos de producción con una forma fija (m \approx 1,0 and m \approx 2) y un modelo generalizado de producción.

Se pueden observar diferencias en las estimaciones de los elementos de comprobación obtenidas para los dos diferentes periodos de datos y para valores diferentes del parámetro de forma m, pero todas las combinaciones de modelos /conjuntos de datos producen un diagnóstico de sobrepesca (**Figura 14**). Cuando se utilizan los datos para 1961-1992, la ratio de mortalidad por pesca (F_{1992}/F_{RMS} = 1,52-2,27) es superior a la ratio estimada con los datos para 1961-2001 (1,28-1,52). Sin embargo, ambos análisis sugieren que la mortalidad por pesca actual es superior a F_{RMS} Cuando se utilizan sólo los datos para 1961-1992 el rendimiento actual se encuentra al nivel o por encima del nivel que permite el RMS (79.000-99.000 t), mientras que, si se utilizan los datos para 1961-2001, se encuentra por debajo del nivel que permite el RMS (101.000-114.000 t),.

El ajuste del PRODFIT al modelo de producción generalizado estimó unos valores de m = 1,006 y 1,005 para los conjuntos de datos de 1961-2001 y 1961-1992, respectivamente. La utilización de k=5 y k= 8 tuvo un efecto pequeño en las estimaciones de los elementos de comprobación. Por tanto, los resultados n \equiv 1.0 and k=5 se consideraron como los que representaban las mejores estimaciones de PRODFIT de los elementos de comprobación (**Tabla 11, Figura 15**).

3.5.3 Discusión

Una razón posible para explicar los pobres ajustes de los modelos de producción es el cambio en la selectividad observado en las series temporales. La biomasa disponible para la pesquería habría cambiado a lo largo del tiempo a medida que, primero, los peces mayores (cuando se desarrolló la pesquería de palangre) y, después, los peces juveniles (cuando se incrementaron las capturas de cerco y se introdujeron los DCPs) empezaron a ser capturados en cantidades cada vez mayores. Sin embargo, el Grupo señaló que el resultado basado en la serie temporal entera (1961-2001) era informativo y podría utilizarse para el asesoramiento sobre el estado del stock.

3.6 Modelos estructurados por talla/edad

3.6.1 Modelo de diferencia retardada

El documento SCRS/2002/160 sugería que el modelo de diferencia retardada de Deriso (1980) (véase Quinn y Deriso 1999) podría tener una utilidad potencial en las evaluaciones de patudo, como un tipo de modelo que puede clasificarse entre un modelo de producción estructurado por edad y un modelo de producción). El documento presentaba una implementación en hoja de cálculo del modelo de diferencia retardada que se basó en el aplicado durante las evaluaciones de marlin de ICCAT de 2000. Un rasgo de esta implementación es la incorporación del error de proceso y del error de observación en la función objetiva que es maximizada. El grupo señaló que el modo en que se incorporaron los errores de proceso en el SCRS/2002/160 no era técnicamente correcto (Quin and Deriso, 1999, proporcionan ejemplos de cómo pueden incorporarse los errores de proceso utilizando un marco bayesiano), pero, sin embargo, decidieron seguir adelante con el uso del modelo a modo de análisis de sensibilidad para la evaluación.

Además de la implementación del SCRS/2002/160, el modelo fue programado en el AD Model Builder (ADMB, Otter Research, 2001) durante la reunión. Esta implementación se realizó con fines de validación y también porque ADMB proporciona un marco más adecuado para estimar muchos parámetros y para una incorporación más completa de la incertidumbre en el análisis. Durante la programación, se observó que la capacidad del programa de encontrar una solución era a menudo sensible a los supuestos de partida para los parámetros de stock-reclutamiento. Esto se debe a que los dos parámetros, **a** y **b**, estaban muy correlacio nados (correlación ~ 1). Por esta razón, se consideró una parametrización alternativa en la que el modelo fue estructurado en términos de inclinación (*h*) y biomasa alternativa B_0 , similar a los utilizados por Hilborn y Mangel (1997). La inclinación representa la proporción de reclutamiento no explotado (virgen) que se realiza en un nivel de biomasa reproductora del 20% de la biomasa reproductora virgen (Francis, 1992). Para más detalles véase **Apéndice 6**.

$$R_{t} = \frac{B_{t-r}}{\boldsymbol{a} + \boldsymbol{b} S_{t-r}} e^{(\boldsymbol{e}_{t})}$$

$$R_{0} = B_{0} \left((1 - \boldsymbol{r}l)(1 - l) \right)$$

$$\boldsymbol{a} = \frac{B_{0}}{R_{0}} \left(1 - \frac{h - 0.2}{0.8h} \right)$$

$$\boldsymbol{b} = \frac{h - 0.2}{0.8hR_{0}}$$

El Grupo decidió realizar varios análisis de sensibilidad, tal y como se definen en la **Tabla 12**. Se presenta un resumen de los resultados obtenidos en la **Tabla 13**. El DDRun 1 utilizó el índice de CPUE del palangre japonés en peso, una valor de mortalidad natural de 0,51 (l = 0.6) y una distribución previa de la inclinación. Los análisis de sensibilidad consideraron las siguientes alternativas: estimación con error de medición solamente (DDRun2); valores supuestos alternativos para la mortalidad natural (DDRUN3 y DDRun4); una mayor penalización en la inclinación de la relación stock-reclutamiento (DDRun6) y utilización del índice combinado de CPUE de palangre de Japón y Estados Unidos. Todos los ensayos partieron del supuesto de que el stock se hallaba en una situación de equilibrio igual a la de la biomasa virgen en 1950.

La mayoría de los ensayos dieron lugar a estimaciones de la inclinación de 1,0 (**Tabla 13**), es decir, una relación stock-reclutamiento en la que el reclutamiento es independiente del tamaño del stock. Por ello, las curvas de rendimiento en condiciones de equilibrio resultantes tenían la parte superior plana y, por tanto, no pudieron obtenerse estimaciones fiables de las cantidades relacionadas con el RMS. En ausencia de una alternativa mejor, el Grupo decidió establecer $F_{0,1}$ como una buena aproximación potencial para F_{RMS} y la correspondiente biomasa ($B_{0,1}$), como una aproximación para B_{RMS} .

La **Figura 16** muestra el ajuste a los datos de CPUE para DDRun1, el rendimiento previsto y observado, la mortalidad por pesca prevista y las series de biomasa y reclutamiento previstos. El modelo de diferencia retardada se ajustó razonablemente bien a los datos. La **Figura 17** muestra la trayectoria de la biomasa estimada (DDRun1) y unos límites de confianza estimados del 95% de la aplicación ADMB. Los resultados indican que las cantidades absolutas como biomasa se estiman con mucha menos precisión que las cantidades relativas como B_{2001}/B_{1950} (**Figura 17, Tabla 13**). Las entradas y salidas para DDRun 1 se muestran en la **Tabla 14**.

La **Figura 18** muestra los resultados de una análisis retrospectivo para DDRun1, en el que el modelo fue reestimado varias veces, eliminando cada vez el último año del conjunto de datos. Estos resultados indican que, aunque existe incertidumbre en las cantidades absolutas objeto de estimación, no existe un sesgo sistemático que afecte a las estadísticas relativas.

El modelo estimó una merma (B_{2000}/B_{1950}) de 0.41, con unos resultados de análisis de sensibilidad que oscilan entre 0,30 y 0,51 (Tabla 13). La estimación de $B_{2002}/B_{0.1}$, una aproximación para B/B_{RMS}, fue 0,91 (con un rango de 0,7-0,98 para los ensayos de sensibilidad). La estimación de la aproximación relativa de F_{RMS} , $F_{2001}/F_{0.1}$ fue 1,12 (rango de 1,08-2,03). Si las estadísticas de $F_{0.1}$ son aproximaciones razonables para los valores de F_{RMS} , entonces estos análisis sugieren que el stock estaba siendo objeto de sobrepesca en 2001, aunque con tasas de mortalidad por pesca inferiores a las estimadas para el período 1996-1999. El RMS estimado se sitúa en 112.000 t , un 16% por encima del rendimiento estimado para 2001.

3.6.2 Modelos estadísticos integrados

El Grupo discutió brevemente los progresos en el modelo FASST (SCRS/2001/046) que se está desarrollando para el patudo como uno de los componentes del Programa Año del Patudo (BETYP). V. Restrepo explicó que se había realizado la programación inicial y que se estaba implementado un ensayo de ejemplo. Sin embargo, aunque se había probado el código con un pequeño conjunto de datos, existían problemas con el ejemplo más complejo que se estaba desarrollando en ese momento debido a la producción de archivos temporales muy extensos durante la ejecución. V. Restrepo explicó que en ese momento se estaban examinando opciones de compilador y codificación para resolver el problema, y también que era poco probable que se encontrara una solución antes de la reunión del SCRS de 2002. El Grupo expresó su interés continuo por ver como se completa con éxito este proyecto.

Y. Takeuchi informó al Grupo de que varios científicos japoneses estaban desarrollando aplicaciones de MULTIFAN-CL, que quizá se pudiesen aplicar al patudo atlántico en el futuro. El

Grupo manifestó su respaldo a esta actividad paralela. El Grupo también recomendó que la Secretaría se implicase activamente en esta actividad, sobre todo porque podría ser útil también para otras evaluaciones de stocks de túnidos.

3.6.3 Modelos de producción estructurados por edad

Para los fines de este informe, los modelos de producción estructurados por edad son modelos estructurados por edad que suponen una relación reclutamiento-stock explícita y que también asumen unos vectores de selectividad de entrada para las pesquerías objeto de modelización. Se probaron dos modelos de este tipo durante la reunión: ASPM (SCRS/96/130), el modelo probado por el Grupo en las dos evaluaciones previas), y ELBUEY, otro modelo desarrollado durante la reunión (S. Harley, véase **Apéndice 6**).

- ASPM tradicional

Se realizaron ensayos de ASPM utilizando los índices de palangre japonés en número (separados por edades 4, 5, 6 y 7+, desde 1965 hasta 2001) y los índices de palangre estadounidenses en biomasa (desde 1982 hasta 2001). Se modelizaron cinco pesquerías por separado: palangre, cerco, cebo vivo-norte, cebo vivo-Ghana y otros. Las selectividades de entrada por edad fueron las mismas que se utilizaron en la anterior evaluación (**Tabla 15**). Se dispuso de datos de captura desde 1950 hasta 2001.

En todos los ensayos realizados, se asumió que la biomasa de 1950 se hallaba en un nivel sin explotar (virgen). Se asumió una relación stock-reclutamiento de Beverton-Holt y los índices por máxima verosimilitud. Se utilizaron las mismas entradas de crecimiento, madurez y mortalidad natural que en la evaluación de 1999.

Al realizar los ensayos de prueba, el grupo encontró dificultades a la hora de hallar soluciones razonables, puesto que el valor de la inclinación convergió hacia su límite inferior de 0,20. Por tanto, el Grupo decidió realizar varios ensayos constriñendo el valor de inclinación a niveles variables. Los resultados se presentan en la **Tabla 16.** Las estimaciones de estadísticas relativas son extremadamente inestables y de este modo el Grupo decidió que estos resultados no eran fiables a la hora de sacar conclusiones sobre el estado del stock.

- ELBUEY

Una de las posibles causas del fracaso del ASPM a la hora de obtener resultados razonables fue la ausencia de una estructura que tuviese en cuenta las desviaciones de una relación determinista stock-reclutamiento. Con esto en mente, se desarrolló durante la reunión un modelo estructurado por edad alternativo (**Apéndice 6**). El modelo incluye una relación reclutamiento-reproductores de Belverton-Holt que tiene en cuenta el error de proceso.

Mientras que esta aplicación utilizó una serie única de capturas y selectividad, las entradas del modelo se generaron sobre la base de las siguientes flotas: cebo vivo, palangre, cerco y otras artes de superficie. Las capturas (en peso) se tomaron de la **Tabla 1.** La selectividad por edad para cada una de estas flotas se estimó a partir del análisis de la moratoria. Se calculó una única matriz edad/año ponderando la selectividad de cada aparejo por su proporción de captura total. Las selectividades resultantes aparecen reflejadas en la **Tabla 17**. En la **Tabla 19** se muestran otras entradas de modelo. El modelo se ajustó al índice de palangre combinado (de Japón y Estados Unidos) en el que la selectividad para el palangre es también fija.

El modelo se desarrolló con una distribución previa normal para la inclinación con una media de 0,7 y un coeficiente de varianza de 0,1. El modelo estimó una merma (B_{2002}/B_{1950}) de 0,25 (CV=0,24). Los resultados resumidos se muestran en la **Figura 19** y en la **Tabla 19**. En conjunto, el modelo proporcionó un ajuste razonable a los datos. El Grupo sugirió que debe seguir explorándose en el

futuro el uso de un modelo de producción estructurado por edad como éste, que tiene en cuenta los errores de proceso en el reclutamiento.

3.6.4 VPA-2BOX

-Ensayo de VPA con la captura por edad tradicional

También se efectuaron análisis estructurados por edad con VPA-2BOX (Porch, catálogo de programas ICCAT). Se realizaron varios ensayos; dos de ellos se presentan aquí, éstos se realizaron con especificaciones similares a las de la evaluación de 1999, que se presenta en la **Tabla 20.** La matriz de captura utilizada fue la matriz por defecto descrita en la Sección 3b.

Para el primer ensayo (Run1) que utilizó un desglose específico por edad del índice de palangre japonés, los ajustes del modelo fueron pobres, excepto quizá para la edad 7+ (véase **Figura 20**). Otros diagnósticos, como un análisis de esquema retrospectivo (**Figura 21**) también fueron indicativos de un ajuste de modelo no fiable.

Para el segundo ensayo (Run2) que utilizó un índice de CPUE de edades agregadas del palangre japonés, los ajustes del modelo mejoraron sustancialmente (Figura 22). Los resultados de este ensayo (Figura 23, Tabla 21) sugieren que la mortalidad por pesca se ha incrementado rápidamente desde comienzos de los noventa para todos los grupos de edad, y que la SSB descendió desde aproximadamente 1980 hasta finales de la última década.

A pesar de los mejores resultados del Run5 en comparación con el Run1, el Grupo estimó que estos anális de VPA-2BOX eran inadecuados para extraer conclusiones firmes sobre el stock. En particular, el Grupo expresó su preocupación sobre los valores de la ratio F_{7+}/F_6 que se tradujeron en tendencias no realistas como un incremento en SSB o el descenso de F_{7+} entre 1975 y 1980 (**Figura 23**). Sin embargo, el Grupo consideró que las tendencias relativas en SSB y F estimadas mediante el modelo para la pasada década eran realistas.

Más tarde, durante la reunión, el Grupo se dio cuenta de que no se había especificado la opción para la vulnerabilidad para cada índice de abundancia. Se utilizaron la Opción 4 (véase manual de VPA-2Box) y una opción de vulnerabilidad fija para el índice de palangre de Estados Unidos y para los índices de palangre japoneses específicos de la edad, respectivamente, en vez de la opción de captura parcial (Opción 3) como se pretendió en un primer momento. El efecto de esta falta de especificación es incierto y será necesario investigarlo en el futuro.

- Ensayo de sensibilidad del VPA con una captura por edad alternativa

El impacto de una separación por edades "filo de cuchillo" alternativa con diferentes puntos de corte (véase Sección 3.2.2) fue investigado en el VPA-2BOX; la configuración del VPA fue la mismo que la de un ensayo (Run1) realizado con los índices japoneses específicos de la edad, así como con el índice estadounidense en peso, excepto que los índices y la captura por edad utilizados se crearon aplicando puntos de corte alternativos. Los resultados fueron similares en una tendencia relativa en el reclutamiento y SSB, aunque los valores absolutos eran muy superiores en este caso (**Figure 24**). Esto era de esperar ya que los puntos de corte alternativos eran menores de modo que se incrementó el número de peces en edades superiores.

3.6.5 Comparación de los resultados de los diferentes modelos

La **Figura 25** establece una comparación de las tendencias en la biomasa y en la mortalidad por pesca estimadas por el modelo de producción generalizado (Run1), el modelo de diferencia retardada (Run1) y el modelo ELBUEY (Run1). Las tendencias estimadas son bastante similares, lo que no resulta sorprendente, pero sí reconfortante.

3.7 Rendimiento y reproductores por recluta

Se implementaron los análisis de rendimiento por recluta (YPR) y los reproductores por recluta (SPR) aplicando el programa de evaluación FishLab desarrollado por CEFAS-Lowestoft.

Las mortalidades por pesca por edad estimadas mediante un VPA en los años más recientes no se consideraron entradas apropiadas en el análisis de rendimiento por recluta debido a las grandes incertidumbres existentes. En consecuencia se calculó un nuevo vector F partiendo del valor global de F estimado por el modelo de diferencia retardada (F = 0,45) y de las selectividades utilizadas en el análisis de la moratoria considerando un promedio para el período 1998-2001. La **Tabla 22** muestra los valores de entrada utilizados en el análisis. Los pesos medios de la captura fueron los mismos que se utilizaron en las dos últimas evaluaciones, calculados mediante una función de crecimiento en el tiempo de Bertalanffy t_{+0.5} (para más información véase el Informe Detallado de 1997). Para mantener la coherencia, se utilizaron los mismos valores de madurez y mortalidad natural que en el VPA.

Con el fin de investigar el efecto de la reducción en la captura de juveniles en los resultados del YRP, se consideraron dos escenarios: 1) la situación actual (es decir, con la moratoria parcialmente implementada); y 2) una situación en la que la regulación sobre talla mínima esté perfectamente implementada. El segundo escenario se planteó mediante una reducción del 50% de la F correspondiente a la edad 1 y con el supuesto de un valor de F igual a 0 para la edad 0. Los resultados (**Figura 26**) fueron similares a los obtenidos en las evaluaciones anteriores y coherentes con los resultados de los diferentes modelos de producción. A pesar de las incertidumbres en la actual estimación de F, se pensó que la F actual alcanzaba la F_{max} y superaba $F_{0,1}$. La perfecta implementación de la regulación sobre talla mínima incrementaría el YPR en casi un 15% y el SPR en más del 30% con el nivel actual de F.

También se llevó a cabo un análisis de YPR multiarte utilizando el programa desarrollado por el Grupo de Trabajo Tropical de la IOTC. Se consideraron dos componentes de flota para el análisis: 1) flotas que pescan peces de talla pequeña lo que incluye PS + BB Ghana + BB Dakar + otros; y 2) flotas que pescan peces grandes, entre las que se incluyen todo LL + BB Norte. Las mortalidades por pesca parciales se obtuvieron del vector F utilizado en el análisis de YPR utilizando la ratio de captura parcial. La **Tabla 23** muestra las entradas del análisis. Los resultados (**Figura 27**) fueron muy similares al análisis anterior. El YPR no se incrementa si se intensifica la F de cualquier sector. Sin embargo, el YPR puede incrementarse mediante una reducción del esfuerzo de pesca de las flotas que pescan peces pequeños mientras que se mantiene o incrementa el esfuerzo de pesca de otras flotas.

3.8 Proyecciones

Los ensayos de modelo de evaluación del stock para la población de patudo atlántico indican que la biomasa actual estimada se sitúa por debajo del nivel de RMS. Sin embargo, desde la evaluación de 1999, la tasa de mortalidad por pesca estimada actual (F) ha descendido por debajo de F_{RMS} . Para evaluar la sensibilidad de los resultados de la proyección a la formulación y los supuestos del modelo de evaluación del stock, se realizaron proyecciones utilizando unos pocos modelos de evaluación de stock diferentes. Entre ellos se incluían el caso base del modelo ASPIC (versión 4.45), y el modelo de Diferencia retardada de Deriso-Schunute (SCRS/2002/160). En estos dos modelos, la población se proyectó en el futuro 10 y 18 años, respectivamente, asumiendo las políticas de captura que se definen a continuación. Para todas las proyecciones, se asumió que la captura en 2002 era igual a la media de 115.000 t que se estableció para 2002. Se desarrollaron unas políticas de capturas constantes con niveles de 90.000 t, 110.000 t y 120.000 t

- Modelos de producción (ASPIC 4.45)

Se desarrollaron proyecciones de población con *bootstrap* utilizando el modelo ASPIC de caso base (véase sección 3.5). Las trayectorias medianas de abundancia se muestran en la **Figura 28**. Las

políticas de captura constante que se sitúan por debajo de 100.000 t se tradujeron en un incremento de la trayectoria mediana de abundancia, con una posibilidad del 50% o más. Sin embargo, las políticas de capturas constantes que se sitúan por encima de 105.000 t tienen un 50% o más de probabilidades de provocar el hundimiento del stock. También se muestran en la **Figura 29** los límites de confianza inferiores al 25% para cada trayectoria de abundancia. Estos demuestran que se produce una mayor incertidumbre progresiva en la trayectoria de población prevista a medida que se proyectan más allá en el tiempo. La política de capturas constantes de 100.000 t tiene una posibilidad del 50% de producir la recuperación del stock por encima de B_{RMS} para 2012. Sin embargo, una política de captura constante de 100.000 t tiene también una posibilidad del 25% de provocar el hundimiento del stock en 2007. En la **Tabla 24** se muestran los percentiles 10°, 25°, 50°, 75° y 90° para B/ B_{RMS} para cada año desde 2002 hasta 2012. Esta tabla indica, como se ha mencionado antes, que unas políticas de captura constantes de 90.000 t, cantidad que se sitúa por debajo de la captura actual, tienen una posibilidad superior al 25% de producir un descenso en el stock.

- Modelo de diferencia retardada

Las proyecciones deterministas que suponen que no se produce variabilidad en el reclutamiento se desarrollaron utilizando el Ensayo 1 del modelo de diferencia retardada de Deriso-Schunute (véase sección 3.f.1). La **Figura 30** muestra la trayectoria de la biomasa hasta 2020 para cada escenario constante de captura. Las políticas de captura constante que se sitúan por debajo de 100.000 t hicieron incrementarse la trayectoria de abundancia por encima del nivel de biomasa en $F_{0.1}$. Las políticas de captura constante superior a 100.000 tuvieron como resultado un descenso del stock en relación con el nivel actual del mismo.

4 Efectos de las regulaciones actuales

La limitación de la captura en 2001 a la captura media en los dos años de 1991 y 1992 entró en vigor para los grandes países pesqueros cuyas capturas comunicadas de 1999 en el SCRS de 2000 superaban las 2.100 t (Ref. 00-1). La captura total comunicada de los principales países a los que se aplica el límite de captura (CE-España, CE-Francia, CE-Portugal, Japón, Ghana, China y Taipei Chino) se situaron 13.000 t por debajo que el límite total de captura (86.500 t). En su conjunto, la captura total en 2001 para todos los países se situó 1.000 t por debajo la captura media total de 1991 y 1992.

5 Recomendaciones

5.1 Estadísticas

- Llevar a cabo los muestreos en puerto pertinentes para las pesquerías de Ghana (cerco y cebo vivo) con el fin de conseguir datos de captura por especies y por talla. Verificar la composición histórica por especies y corregirla si es necesario antes de la próxima evaluación.
- 2) Todavía faltan datos de talla de muchas pesquerías. Todos los países que capturan esta especie deberían desarrollar muestreo de talla al nivel pertinente y presentar sus resultados a ICCAT.
- 3) Los índices de abundancia disponibles son todavía limitados. Todos los países que pesquen esta especie deben proporcionar información detallada sobre las prácticas pesqueras para que se puedan desarrollar más índices que luego se utilicen en la evaluación.

5.2 Investigación

- Se necesitan índices de abundancia de las edades más jóvenes para realizar un seguimiento de las tendencias de reclutamiento, especialmente para los años recientes. Se insta a los científicos a desarrollar índices de abundancia de dichas pesquerías.
- 2) Tal y como se señaló durante la evaluación actual de este stock, deben examinarse minuciosamente las conversiones talla-edad y deben mejorarse las mismas definiendo mejor los puntos de corte u otro método investigado teniendo en cuenta que el reclutamiento puede producirse de forma continua durante todo el año.
- 3) Se debe continuar con la investigación para obtener una mejor ecuación de crecimiento que incluya información de estudios anteriores.
- 4) Debe desarrollarse un modelo integrado de evaluación del stock para esta especie (modelo FASST). Este modelo u otro modelo existente (como MULTIFAN-CL) debe aplicarse a este stock lo antes posible. Los científicos deben colaborar entre ellos y proporcionar las entradas de datos necesarias.
- 5) Se ha programado para un futuro próximo una reunión de conclusión del BETYP ya que el BETYP terminará este año. Para que la reunión sea fructífera se necesita un diseño minucioso y una organización eficaz de la misma. Los científicos nacionales deben cooperar y participar activamente en la preparación de la reunión.
- 6) El Grupo reconoció que muchos de los problemas identificados en la investigación del patudo son comunes a todos los océanos. Entre ellos se incluyen las capturas de pesquerías no dirigidas y de flotas IUU, la falta de índices de abundancia de juveniles, la incertidumbre en los parámetros biológicos y la modelación de la evaluación. También, muchas flotas se desplazan fácilmente de un océano a otro. Por tanto, el Grupo recomendó que se examinase la viabilidad de una reunión de expertos del mundo sobre patudo, reunión que se celebraría en coordinación con otros Organismos Regionales de Pesca.

6 Otros asuntos

Se presentó al Grupo una recomendación del Comité del BETYP sobre la celebración de un Simposio final del BETYP en marzo de 2004. El Grupo respaldó esta propuesta. Además, el Grupo recomendó que el SCRS estudiase la posibilidad de celebrar la Segunda Reunión Mundial del BETYP justo después del Simposio del BETYP.

La información sobre un análisis de los efectos de la moratoria se adjunta como Apéndice 7.

7 Adopción del informe y clausura

El Grupo acordó adoptar el informe por correspondencia. El presidente agradeció su participación a todos los participantes y clausuró la reunión.

Bibliografía*

DERISO, R.B. 1980. Harvesting strategies and parameter estimation for an age-structured model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37: 268-282.

- FRANCIS, R.I.C.C. 1992. Recommendations concerning the calculation of maximum constant yield (MAY) and current annual yield (CAY). New Zealand Fisheries Assessment Research Document, 92/8.
- HILBORN, R., and M. Mangel. 1997. The Ecological Detective. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- LO, N.C., L.D. Jacobson, and J. L. Squire. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognormal models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 49: 2515-2526.
- OTTER RESEARCH, Inc. 2001. AD Model Builder Version 6.0.2 for use in nonlinear modeling and statistics. Vancouver, Canada.

QUINN, T.J., and R.B. Deriso. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, NY.

* Estas citas bibliográficas no se han incluido como documentos del SCRS en la Colección de Documentos Científicos de ICCAT.

Country-Flag	Area	Gear	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ARGENTINA	SW	UNCL						100	41	72	50	17	78	22										
BARBADOS	NW	LLHB																						6
	WTRO	LL																		24	17	18	18	
BELIZE, SH, OB	SE	LL																					0	
BENIN	ETRO	GILL		8	2							3	4	4	3	3								
DENIN	LING	HS		32	43				15	6	7	5	6	6	4	5								
		LINCI		02	40				10	v	,	0	0	Ũ	-	0	٥	0	0	30	13	11		
	C/M/																3	9	9	50	15	04		
BRAS.BELIZE	3VV																					04		40
BRAS.CAN	500	LLFB																						49
BRAS.EQ-GUINE	NVV	LLFB																					147	
	SW	LLFB																				966	803	65
BRAS.ST-	NW	LLFB																					41	
VINCENT	SW	LLFB																				82	105	682
BRASIL	NW	LL																					1	
	SW	BB																					6	89
		GILL						0																
		LL			28	22	32	8	12	9	1										111	145	517	627
		LLHB	195	114	200	114	99	38	41	44	41	28	48	39	29	53	37	94	61	133				
		LIMB	100	114	200	1	3	00	21	12	10	13	90	3	1	1	1	04	01	100				
			110	50	48	14	0		21	12	15	15	5	5		'	'							
			110	50	40	14	0														0			
DDA OIL	014/	UNCL																0	0	00	0			
BRASIL-	SW	LLFB																3	6	20	0			
BRASIL-ESP.	SW	LLFB																	3	33	42	145	219	474
		PSG				6																		
BRASIL-HOND.	SW	LLFB												1	3	4	12	4	6	76	46	10	96	98
BRASIL-JPN	SW	BBF			36			9	10															
		LLFB	393	341	464	378	522	364	789	691	885	471	534	237	59	240	162	143						
BRASIL-KOR	SW	LLFB															90	88						
BRASIL-PANAMA	NW	LLFB																					7	
_	SW	LLEB																		1		10	28	47
BRASIL-TAIP	NW	LIFB																		•		10	212	
	SW/	LIFR												70	698	958	204	1603	1620	969	445	564	509	408
	NNA/													10	030	330	204	1005	1023	303	775	504	1	400
BIAGIL-DINUGUAT																						10	50	40
	500	LLFB																				12	52	40
BRASIL-USA	NVV	LLFB																					6	
	SW	LLFB																	2	5		6	17	44
CAMBODIA	SE	LL																				32		
CANADA	NW	HARP																			0		0	
		LL																						220
		LLHB									95		10	26	67	124	111	147	133	161	109	244	285	
		RR																		1	2	5	10	12
		TL										31						1	11	4	9	14	31	9
CANADA-JPN	NW	LL							11	144		-									-			-
CAP-VERT	AZOR	BBF	t i i i i i i i i i i i i i i i i i i i			144	66																	
	NE	BB	27	13	112	140	97	26	30	10	6	1	8	64	3		53	2		4				
		BBF	21	10	23	7	01	20	00	10	0		0	04	Ū		00	-		-				
				50	62	2	4	*0	56	50	111	00	44	07	102	95	156	64	16	e	1	1	2	
				55	00	2	4	00	50	50		55	44	07	102	05	150	04	10	0			2	
	A T1				2											70	100	470	500					
CHINA.PR	AIL															70	428	476	520					
	ETRO	LL																		251				
	NE	LL																			136			
	NORT	LL																				2520	393	2897
	NW	LL																			700			
	SE																			176	492			
		LLFB	1																		28			
	SOUT	LL																				4827	6170	4313
	SW	LL																			147			
CHINESE TAIPEI	NF	LI FB	42																					
	NORT	LLEB	-12	418	463	536	285	370	363	185	32	20	2765	7282	6182	5457	7104	1488	5432	3511	2404	3065	1659	1623
			274	410	400	530	200	570	505	100	32	20	2100	1202	0102	J 4 07	/ 104	1400	J 4 JZ	5511	2494	0900	1039	1023
	INVV	LLFD	3/4																					

Table 1. Atlantic bigeye tuna catches from 1950 to 2001 (in t) by country, area and gear

Country-Flag	Area	Gear	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	20
	SE	LLFB	1388																					
	SOUT	GILL		4 4 0 0	4004	4007	0.40	050	700	4000	4407	000	11	0500	5004	7000	40570	40505	40440	45704	40000	40070	45400	440
	-	LLFB		1469	1684	1087	640	850	762	1303	1437	920	2979	6568	5364	7969	12576	16535	16418	15731	13820	12872	15136	148
	SW	LLFB	757					-									-	-						
ONGO	ETRO	PS	5					8	19	10	10	14	15	12	12	14	9	9	8	8	8	8	8	
OTE D'IVOIRE	ETRO	SURF																	0	0	0	0	0	
UBA	ETRO	PSG				36			4							36	7	7	5					
	NORT	LL	534	474	304	197	168	77	123	146	116	12	12											
		UNCL												7	11									
	SOUT	LL	851	237	217	188	279	162	44	44	35	75	50											
		UNCL												27	45									
C-ESPANA	CANA	BB	4034	2313	1449	2352	2817	4920	2779	3615	2276	2382	3515	5129	5267	4376	9325	7271	5253	5559	1034	6191	2167	25
	ETRO	BB									312	379	299	355	251	525	523	802	995	701	900	2049	1497	8
		PS	4396	7598	7496	6190	10760	5378	7408	5260	5396	4899	6060	8770	8791	11731	12095	9600	8912	5985	4535	5021	6427	59
	MEDI	LLHB												**							0	0		
	NE	BB		92	85	103	4	36	600												236	323	420	4
		LLHB		7	250	72	36	6	7		131	34	44	20	12	11	12	16	77	52	230	525	420	-
				'	52	77	50	0	'		151	54		20	12		12	10		52	24	30	141	1
	NORT				JZ																	59	112	
											6	F	2	2	1	5	0	2	F	20	25	00	112	
											0	5	3	170	107	C 104	400	445	5	32	30			
	SE	LLHB	ł								354	490	247	170	167	134	130	145	140	61	123			
	SOUT	LLHB	ļ										107	050	107			10		100	100	58	486	
	SW	LLHB										74	187	258	167		9	13	11	123	183			
C-FRANCE	ETRO	BB	2450	2198	1832	2062	2146	4034	3228	2679	2507	2040	2739	2263	1892	2018	2187	2000	2357	1746	1942	1998	1921	15
		PSG	3607	5425	5009	5787	2108	565	1035	964	1654	1221	2284	3318	4996	10701	10076	6363	6814	4234	3682	3503	4013	33
		PSM	226	397	233	275		16	3	262														
	NE	GILL																					0	
		MWTD																					15	
		UNCL																				28		
C-PORTUGAL	AZOR	BB	3482	2647	1129	3033	3027	4969	5314	3877	764	2758	3447	3014	2478	4063	1902	4964	1771	2590	3923	1917	821	4
		LL					1																	
		PS					427	67	139															
	FTRO	PSM				301	23																	
	MDRA	BB	224	439	708	741	831	1403	1699	593	1395	2189	2455	2475	2891	1200	881	4412	3723	2767	1956	1107	384	2
	WEIGT		224	400	100	741	001	1400	1000	000	1000	2100	23	38	53	6	001	11	0120	2101	1000	1101	004	-
	NE	BB											20	00	00	0					323	128	147	2
														12		5					525	120	147	2
		De								0		1	2	1	1	1	2							
		EUDE			24				26	116	04	15	10	60	102	111	61	0						
	C.L.	DD			24		45	10	240	110	94	10	40	100	103	220	252	252	246	00	100	101	146	1
	SE	BB					45	10	240	450	505	332	257	109	270	230	253	253	310	80	132	101	140	
		BBF																						5
		LLHB																- 22						
AROE-ISLANDS	EAST	LL																				11	8	
J.EQUATORIAL	ETRO	LL	ļ																	4				
GABON	ETRO	GILL														1	87					61	47	
	1	SURF	1																			123	102	
	1	TROL	1																				1	
	1	UNCL	1															10						
	SE	GILL																						
	1	SURF	1																					
	1	TRAW	1																					
HANA	ETRO	BB	1																					65
		PS	1																					75
	SF	BB																					2105	
	~_	BBE	260	472	432	300	1330	1407	1432	1113	1214	2158	5031	4000	2866	3577	4738	5517	4182	4568	9760	5115	2100	
			200	307	350	197	Q17	1907	276	2	12.14	2100	5051	-050	2000	5511	-100	5517	1622	2863	3/193	6215	3/191	
			Z I E 1	307	208	101	15	+00	10	5									1023	2003	0400	0545	J+01	
	NBA/	SURF	51	1		4	10		12	02														
RENADA	NVV	LL																0						
		IROL																10						
		UNCL	ļ											65	25	20	10			1				
																						1		
CELAND	NE	LLIID							4					2						1				
CELAND APAN	NE MEDI	LLHB												2										
ELAND APAN	NE MEDI NORT	LLHB	11110	11433	14676	5457	7040	10974	8029	5272	8528	16049	9035	7846	11922	8339	12296	13993	16089	12486	14438	14236	14025	115

Country-Flag	Area	Gear PSG	1980	1981	1982 30	1983 22	1984 533	1985 502	1986 281	1987 386	1988 400	1989 121	1990 207	1991 868	1992 594	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
	SOUT	LLHB	9367	9611	18191	9684	17270	20627	14770	13303	23136	23370	25989	21640	22206	26714	26207	21484	17082	14003	9892	9948	9787	7438
KOREA	NE	LLFB	1418	2453																				
	NORT	LLFB			3439	2186	4785	3336	2056	315	298	3619	1851	31	508	54	26	171	721	512				
	NW	LLFB	2314	2675																				
	SE	BBF	1272	592	194		46	13																
		LLFB	4981	6484																			43	43
	SOUT	LLFB			7176	7197	4158	7355	4028	4123	4621	4277	839	771	358	323	360	252	529	284	163	124		
	SW	LLFB	250	70																				
LIBERIA	ETRO	UNCL														65	53	57	57	57	57	57	57	57
	NE	UNCL										206	16	13	42									
LIBYA	NE	LL PS													308 200	785 300	400 100	400	400	400	400	400	400	31
MAROC	ETRO	PSG	171	295	446	282	120	30		8														
		PSM	216	327	179	270																		
	NE	SURF																				700	770	770
MEXICO	GOFM	LL														1	4			6	8	6	2	2
NAMIBIA	SE	BB															7	29	7	43	16	137	107	359
		LL																		3		286	482	280
NEI-1	ETRO	BB												10	200	239	178	265	333	548	1009	2909		
		LL													05								10	704
		25			338	1141	157			85	20	93	785	1886	2505	4682	4858	4932	7479	5293	4269	6159	1696	7225
NEI-104	ETRO	PS													5				,					
NEI-105	AIL	<u>LL</u>																403	468	42	196	194	27	0
NEI-111	AIL															~~	10	^			1412	1870		
NEI-112	AIL	LL							1					1	1	38	13	6	1	2	7000		1150	0050
NEI-134	AIL															155	607	1458	3077	4721	7322	7964	4450	3658
NEI-157	AIL	LL										040	400	404	004	40	400	000	48	07				20
NEI-40												319	182	194	234	42	100	222	210	97	44			39
	NE					40	000	054	757	4.400	0455	4004	5074	0707	5044	44.40	0044	0004	7007	4	44474	0474	0404	4000
	ATL					46	369	354	/5/	1406	2155	4331	5674	8/8/	5911	4143	8244	8601	1821	9970	114/4	9471	6134	1880
	ATL																	1	210	1090	4412	4501	4401	1052
			-														36		21	43	30			
																	50						567	
NETHEREARD.ANT	LINO	PS																					2061	
	NE	PS									60												2001	
PANAMA		10							5173	5616	3847	3157	5258	6320	7474	5998	7709	5623	2843	1667	1077			
,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	FTRO	BBF							0110	0010	0047	0101	0200	0020	1414	0000	1100	0020	2040	1001	1011		90	
	20	PS												1014	2528	4412	5378	4304	1934	431	175	318	401	
	NF	LLEB	712	515											2020		0010	1001	1001			0.0		
	NORT	LLFB		0.0	865	885	1025	1445																
	NW	LL					.=-																49	
	1	LLFB	1163	561																				
	SE	BBF	14	48	174									113		28	147							
	1	LLFB	2503	1361																				
	1	PSG																					7	
	SOUT	LLFB			1805	1847	2140	3016																
	SW	LL																					54	
	1	LLFB	126	15																			380	
		PSG																					13	
PHILIPPINES	NE	LL																			317	327		
	NORT	LL																					260	
	NW	LL																			21	442		34
	SE	LL																			721	1300		29
	SOUT	LL																					715	
	SW	LL																			95	44		314
POLAND	NE	LL			4																			
RUSSIA FED.	ETRO	PS														0	0	0	13	38	4	8	91	
SAO TOME & PRINCIPE	ETRO	UNCL																		5				
SENEGAL	EAST	BBF																						900
	ETRO	BB															11		81	81				
	1	HAND												3	5									
l	1	UNCL												2		4	115	177	54	54	54			

Country-Flag	Area	Gear	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
SEYCHELLES	NW	LL																					58	
SEYCHELLES.SH.OB	SE	LL																					0	
SIERRA LEONE	NE	LL																				-	6	2
SOUTH AFRICA	SE	BB	141	263	132	109	59	96	113	200	553	367	296	72	43	88	76	27	7	10		18	48	104
		LL																					177	67
		LLHB	281	118	1	77	1	6	55												41	23		5
		PS			4	1																		
ST.LUCIA	NW	HAND										0					0	0						1
		UNCL													1							0		
ST.VINCENT	ATL	LL																					1215	252
	NW	UNCI											0		1	3	0		4	2		1		
TOGO	FTRO																			-	33	· · · ·		
	SE	UNCL				14	52	18	24	22	7	12	12	6	2	86	23	6	33	33				
TRINIDAD & TOBAGO	NORT	LLHB																						11
	NW	LL														3	3	15	13	12	11	8	5	
		LLEB														-	26	12	24	24	14	11	-	
	WTRO	11				191	41	22			1	19	57	263										
USA	GOEM		0			101	0		0	0	0	1	0	0	0	0	0			0	0	0	0	1
0.0.7	001 1	11	Ŭ	0	6	12	10	13	12	7	29	61	39	60	36	52	26	69	29	34	26	55	44	15
		RR		0	0	12	10	10	12	4	20	01	00	00	00	50	20	00	20	04	20	2		10
		TROI							0	0	0	0	0	0	0	0	0					-		
	NE	PSG			345				Ŭ	Ŭ	v	Ū	Ū	0	v	0	0							
		GILL			040			1	2	2	4	18	6	0	1	8	1	4	3	0	0	0		0
			1	29	14	29	35	6	47	50	48	19	4	21	18	3	5	-	15	3	0	12	4	33
		HARP		20	14	20	3	Ŭ	0	0	40	0	-	1	0	0	0		10	Ŭ		12	-	00
		HS				0	0		Ŭ	0		10		2	31									
			0	1	36	251	480	409	561	400	306	334	428	618	377	600	782	660	384	476	544	738	333	506
			Ŭ		00	201	400	400	001	400	000	004	420	5	70	84	155	104	004	410	011	100	000	000
		PS									218			5	15	04	155	134						
		PSG	58				з				210													
			50		21	13	5	210	300	107	134	190	47	74	104	00	263	20	147	334	228	316	34	366
					21	15		210	300	197	134	100	4/	74	104	55	205	20	147	554	220	510		300
							0	0	0	0		0	0	10		0	1	1	0	1	0	1	2	0
						1	2	0	16	10	12	10	7	10	16	0	24	0	1	1	0		2	0
		INCL				0	2	0	10	40	15	10	'	0	10	9	34	0	4	4	4	1		2
	NIMO	UNCL				9	5		26	70	70	04	27	140	101	140	77	120	100	00	40		62	2
		LL	142	100					30	70	70	04	31	149	121	149	11	130	129	92	40		03	01
	SE SW/	F3G	143	120															22	1/2	20	70	77	60
																			33	143	29	0	1	00
	WIRO	HAND							110	205	205	101	55	20	20	25	50	100	120	50	40	22	14	22
				E 47	460	96	05	9E	026	203	500	256	05	20	50	55	50	125	150	50	43	25	14	JZ
0.3.3.K				528	400	00	95	00	920	034	522	200	90											
		eude		170																				
	SE.		2619	1124	175	266	1120	705	145	1050	555	169												
	3E		2010	451	175	200	1130	765	145	1200	555	100												
		E S	105	401																				
	NIVA/	SURF	190																					
																	6	10	10	10	47			
UK-3.HELENA	3E																0	10	10	12	17	0	0	4
			0	14	22	14	10			5	1	1	2	2	10	6								'
	C)A/		9	14	23	605	714	507	177	204	120	55	20		10	40	27	00	104	60	50		25	25
	SVV			00	397	005	7 14	597	1//	204	110	55	50	20	00	40	31	60	124	10	59			121
VENEZUELA	INVV					/ 50	115	003	03	94	110	00	59	00	0/	123			1	12	4	4	1	131
		GILL	200	1404	000	0070	1070	1000	010	05	7	27	40	00	14	255	247	217	57	57	4	61	20	17
			300	1404	902	2312	1972	1090	910	170	101	27	49	99	14	300	317	317	10	57 205	214	75	30	E12
	1	ro Sude	301	200	31	1150	457	508	121	170	101	22	53	321	169	320	140	140	131	205	214	/5	19.1	513
		SUKF														5								
	WIRU	GILL					100	F.4						U	U									
VENEZUELA-FOR	INVV	вв	1				169	51			100													
			1				050	6	14		106													
		25	1				658																	4-
		UNCL	00	03555		E065 -		706 - 7	05000		0.555.5		0.1000	0.5000	00010	110/22	100000	10055	101000	100555	100555	100-0-	100	47
Grand Lotal			63596	67753	73493	59384	/1052	78215	65396	55976	65796	78068	84337	95930	99012	112189	132222	126284	121208	106565	109882	123737	100414	96482

	Ghana production	FI	ag		Gear		Fishing Numbe	potential er Ships
Year		Ghana flag	Foreign flag	BB	Large PS	Small PS+ Carriers	BB	PS
1974	36407	0	36407	36407			41	0
1975	19878	2444	17434	17434	2444		39	1
1976	28202	3643	24559	24559	3643		31	2
1977	30006	5429	24577	30006	0		42	0
1978	40983	3780	37203	40983	0		48	0
1979	44739	5576	39163	44739	0		41	0
1980	35856	7609	28248	29165	6692		35	2
1981	41166	14358	26808	34821	6345		35	8
1982	46240	28880	17361	37145	9096		38	6
1983	40029	31657	8372	34292	5737		36	5
1984	31266	29144	2123	26510	4757		27	4
1985	34657	34407	250	27341	7316		27	6
1986	34800	34800	0	30951	3849		25	5
1987	33465	33431	0	30856	2575		27	2
1988	35439	35439	0	35439	0		29	0
1989	32293	32293	0	32293	0		32	0
1990	40803	40803	0	40803	0		33	0
1991	37794	37794	0	37794	0		29	0
1992	30774	27685	3089	27685	3089		28	1
1993	36856	36856	0	36856	0		25	0
1994	36973	36973	0	36973	0		26	0
1995	33905	33905	0	33905	0		30	0
1996	37255	37255	0	33266	7019		31	2
1997	53625	53625	0	38338	9743	5544	28	5
1998	65568	65568	0	43497	12140	9931	27	6
1999	83552	83552	0	47196	25262	11095	25	8
2000	52423	52423	0	32040	10383	10000	26	9
2001	88077	88077	0	56243	318	334	26	10

Table 2. Landings of tuna in Ghana (t), by flag and gear. The number of tuna boats by different category is indicated. Source: SCRS/2001/100-updated.

Table 3. Baitboat catch (t), nominal effort (days at sea), and yearly percent composition in weight of the three major species computed from multi-species sampling.

Voor	PP ootob	BB Nominal	%BET	%YFT	%SKJ	Sampling
real	DD Calcii	effort	in weight	in weight	in weight	operator
1984	26510		5.1	27.1	67.6	ORSTOM
1985	27341	5044	5.4	34.1	60.5	ORSTOM
1986	30951	4401	3.4	33.3	63.3	ORSTOM
1987	30856	4660	4.8	27	68.2	ORSTOM
1988	35439	6569	2.9	23.4	73.7	ORSTOM
1989	32293	5863	6.2	24.1	69.7	ORSTOM
1990	40803	6875	9	28.3	62.7	FRU
1991	37794	5939	8.4	25.6	66	FRU
1992	27685	4993	8.7	30.1	61.2	FRU
1993	36856	4575	11.3	30.6	58.1	FRU
1994	36973	5361	12.5	27.8	59.7	FRU
1995	33905	5464	15.5	27.9	56.6	FRU
1996	33266	6033	13.7	27.8	58.5	FRU
1997	38338	5280	17.8	25.9	56.3	MFRD
1998	43497	4298	22.6	29.1	48.3	MFRD
1999	47196	4187	13.9	31.2	55	MFRD
2000	32040	3192	5.6	35.7	58.7	MFRD
2001	56539	3206	8.5	28.8	62.7	MFRD

Table 4.	Cut-off points (in cm) that have been used to convert catch-at-size into catch-at-age including th	e
	2002 bigeye tuna assessment.	

Qtr/Age	0	1	2	3	4	5	6
1	44	70	94	114	132	148	164
2	52	78	98	118	136	152	166
3	58	82	104	124	140	156	170
4	64	88	110	128	144	160	174

Table 5.Catch-at-age (in thousand fish) by major fishery category based on the current growth cut-off points.
Fisheries are categorized into longline Nei, longline others, purse seine EU, purse seine Ghana, purse
seine Nei, baitboat north islands, baitboat Dakar, baitboat Ghana, and others.

Total		-							· · · · ·					
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	396	1406	1675	842	1142	1327	2568	1284	1845	2156	1513	2062	1359	1411
1	343	887	817	868	673	1218	1696	1606	1324	1618	949	1188	839	580
2	200	219	317	314 957	406 254	206	405 318	322 365	328 966	430 370	404 377	349	338 997	320
4	240 263	209 163	198	198	254 152	408 280	315	399	283	326	410	327	297	420
5	205	153	156	154	102	164	167	230	179	203	254	183	168	195
6	114	75	80	85	51	84	70	86	84	84	109	88	67	73
7+	80	33	43	42	24	39	31	39	41	38	34	31	22	25
Total	1915	3145	3577	2760	2804	3774	5571	4330	4349	5225	4100	4609	3387	3411
Total	1000	1000	1001	1000	1000	1004	1005	1000	1007	1000	1000	2000	0001	
Age	1989	3360	1991	1992	1993 3818	1994	1995	5495	1997	1998 5674	5233	2000	6428	
1	1010	1182	1608	2288	2549	4000 2503	2583	2433	2378	2278	4247	2758	2520	
2	302	382	734	619	969	1079	876	731	714	596	809	801	436	
3	420	475	473	618	583	738	743	545	656	591	724	673	519	
4	458	459	611	470	542	471	467	498	599	600	655	496	409	
5	279	271	243	209	344	374	326	423	249	275	291	218	256	
6	112	101	78	81	148	162	183	195	126	124	100	120	94	
7+	40	27	20	29	59	88	106	87	62	58	40	62	34	
Total	4526	6258	7796	7636	9012	10264	9710	10407	9385	10195	12099	8995	10697	
Longline N	1075	1076	1077	1079	1070	1020	1001	1099	1092	1094	1095	1090	1097	1000
Age	1970	1976	1977	1976	1979	1960	1961	1962	1965	1964	1960	1900	1987	1900
1													3	
2										1	1	2	8	2
3										2	2	8	9	5
4										3	3	6	11	27
5										2	2	2	6	10
6													1	1
Totol									1	0	0	10	20	4 5
Longline N	lei								T	0	8	15	30	40
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	1				1	1	2	3						
1	1	1	4	1	4	8	6	19	3	5	3	3		
2	5	14	52	29	14	40	32	48	51	76	138	51	5	
3	21	42	39	72	33	79	98	71	128	193	170	53	18	
4	50	50	97	53	35	50	73	77	154	231	212	35	17	
Ð	16	19	29	11	14	34	33	47	47	10	80	13	12	
7+	5	5	5	1	1	2	10	10	13	15	23 4	3	4	
Total	96	132	224	169	105	222	254	286	399	599	636	168	58	
Longline		-					-							
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	1				1		2	2				1		
1	15	6	16	18	18	19	31	36	10	14	13	16	12	11
2	71	120	85	75	182	100	154	113	78	104	149	69 919	177	117
э 4	149 914	139	104	109	111	200 919	226 256	200	104 993	241 263	201 321	210	174 999	209
5	170	131	118	106	75	131	141	196	134	157	205	156	141	171
6	92	62	63	60	37	71	58	70	63	72	89	80	59	69
7+	54	25	21	26	14	33	28	34	35	38	31	29	18	24
Total	767	555	601	587	617	852	897	1098	728	889	1089	830	711	959
Longline														
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	10	17	10	10	13	3	4	6 4 5	10		10	11	4	
1	13	17 190	203 203	13 177	58 140	4Z 180	32 194	40 141	13 140	11	10 990	27 207	6 ۵۸	
2	302	300	203 287	369	308	409	324	266	331	195 296	220 395	597 520	34 337	
4	343	327	447	344	414	357	318	358	388	337	405	429	341	
5	244	219	197	165	290	293	262	336	183	172	197	196	230	
6	106	88	71	69	123	127	152	151	102	81	71	108	87	
7+	40	26	19	27	50	79	97	73	57	41	34	57	32	
Total	1152	1107	1240	1164	1397	1490	1314	1377	1213	1131	1331	1746	1130	

Purse sein	e – EU													
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	282	982	1094	495	754	813	1728	932	1532	1019	743	1186	745	907
1	210	590	524	500	395	691	1090	1100	940	1219	468	606	424	270
23	97 17	12	127 61	116	97 18	69 31	119	109	136	193	60 16	79 19	99 8	82 32
4	19	2	23	11	14	13	16	21	24 12	45 17	10	15	12	18
5	8	-	11	9	10	8	10	19	9	5	7	7	10	5
6 7+	1		2	2	3	1	3	8	4	1	3	2	1	1
Total	594	1654	1842	1165	1291	1627	2992	2225	2657	2496	1302	1904	1256	1315
Purse sein	1000	1000	1001	1000	1009	1004	1005	1000	1007	1000	1000	2000	0001	
Age	1989	1030	1991	1738	2329	2746	2121	2438	1862	1998	1378	1675	1203	
1	444	472	741	1017	1428	1251	1150	918	763	459	633	949	611	
2	50	86	173	158	324	271	196	200	96	34	47	83	106	
3	10	15	43	46	90	72	46	53	21	10	22	18	30	
4	6	11	7	14	21	19	10	11	8	4	7	7	14	
5	5	8	2	9	15	17	7	7	6	7	3	4	6	
6 7±	2	2	1	5 1	12	11	6	4	4	5	3	2	3	
Total	1553	1624	2677	2988	4225	4391	3538	3632	2759	2167	2095	2739	1973	
Purse sein Age	e - Ghana 1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0		4				2	40	26	19	434	20	81		
1		3				2	25	31	16	17	25	6		
2							3	3	2		16			
3							1	1			3			
4 5								1						
°6								-						
7+														
Total	a . Ohana	7				4	68	63	38	451	63	87	1	
Purse sein	1080	1990	1001	1002	1003	1994	1995	1996	1997	1008	1000	2000	2001	
0	1000	1550	1001	1002	1000	1004	1555	367	457	691	1100	573	1719	
1								75	172	221	1228	610	686	
2								15	27	14			19	
3								3	7	4				
4								1	3	2				
5 6								1	3	3				
7+									2	1				
Total								462	672	939	2327	1183	2424	
Purse sein	e - Nei													
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0								25	119	4			9	3
1								29	99 19	17			8	1
2								1	2	4			1	
4								1	1	-				
5								1	1					
6														
7+ T-+-1								50	0.95	90			10	4
Purse sein	e - Nei							99	230	26			18	4
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	13	98 24	260	557	876	1179	1249	1458	1115	939	1080	720	667	
1	9	34 7	162	311 45	470	472	084 00	791 199	488	291	360	338 98	261	
2 3	1	, 1	9	40 12	33	27	23	30	11	20 5	-4-4 20	20 5	40 14	
4		1	2	5	9	 9	4	4	3	$\frac{3}{2}$	4	1	5	
5		1	1	4	7	12	4	3	2	1	1	1	1	
6 7+				2	6 9	10 2	8 2	1	2	1	1			
Total	23	142	472	936	1523	1818	1974	2381	1675	1265	1509	1092	996	
Baitboat -	Ghana	1070	1077	1079	1070	1000	1001	1000	1000	1094	1005	1090	1097	1000
Age	1979	20	23	1978	18	26	1981	<u>1982</u> 32	1903	1984 564	1980 525	1986	373	<u>1988</u> 368
1	3	12	11	7	9	22	38	37	65	64	86	94	101	98
2	1	1	3	2	2	2	4	4			4			6
3			1			1	1	1						
4							1	1						

F	l							1						
5 6								1						
7+	10	0.4	20	17	01	F 1	105		0.0	000	015	000	100	479
Baitboat -	Ghana	34	39	17	31	51	105	75	98	628	615	660	475	472
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	687	1912	1722	782	378	650	823	946	780	1745	922	327	1965	
1	224	369	162	444	248 52	311	331 57	193	434	589	1068	306	458	
2	1	2	1		16	18	13	35 8	40 9	40	0			
4					3	5	3	1	1	6				
5					2	3	3	2	2	13				
6					2	1	3	1	2	10				
7+ Tetel	019	0004	1004	1000	702	1050	1004	1100	1975	4	1000	699	0.409	
Baitboat -	912 Dakar	2284	1884	1226	703	1050	1234	1190	1275	2418	1996	633	2423	
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	74	197	251	214	205	242	284	135	74	44	167	92	29	32
1	71 69	129	126	223	131	221	191	178	97	109	166	191	119 60	43
4	65 39	40 35	42	33		37 44	40 26	55 18	42	40 9		62 20	69	51
4	15	16	14	20	11	28	17	8	1	1	3	4	2	3
5	17	12	12	18	7	12	6	6	1			2	1	
6	10	8	7	10	5	6	3	3				1		
7+	12	5	10	8	5	3	1	2	1	200	100	051	000	1.01
Total Baitboat -	300 Dakar	443	496	597	450	593	574	383	222	209	438	371	226	161
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	48	251	68	51	49	102	78	106	89	270	410	365	380	
1	123	148	154	166	149	121	146	176	133	430	483	337	310	
2	45	53	45	34	60	74	49	59	52 17	90	91	123	71	
3 4	14 4	0	14	1	14	10	20 3		17	10	24 4	51 8	55 10	
5	1		1	1	1	2	0	0	2	1	1	1	2	
6														
7+														
Total Beithoet -	234 North	458	283	258	275	318	305	377	300	809	1012	865	808	
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	2			1	6		1	1	5	24	5	18	4	4
1	20	7	8	10	30	14	16	21	20	94	75	199	105	63
2	97 40	18	16 24	24 94	37 94	10	32 97	19	00 43	63 69	91 58	138	123 96	52
4	12	11	11	19	8	22	18	5	38	35	76	39	40	24
5	18	8	12	18	6	9	6	3	15	15	39	14	9	6
6	11	5	8	12	5	5	4	2	9	4	16	4	5	2
7+	14	3	12	9	5	3	1	2	4	0.0 ¥	3	1	3	1
Total Baithoat -	North	76	93	117	122	99	107	69	185	305	364	532	385	227
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	14	7	32	10	13	20	12	65	68	14	22	15	35	
1	135	103	190	145	79	231	236	174	302	147	310	65	49	
2	93 65	102	206	156	235	324	303	79 76	233	112	244	101	62 CE	
3 4	65 51	105 65	70 55	53	52	20	205 53	41	27	52 14	18	40 15	65 12	
5	11	21	13	19	12	8	13	26		5	10	1	2	
6	1	6	3	3		1	4	19		4				
7+	0.00	201	1	10.1	450	1	3	9		5	000	0.05		
Others	369	394	575	494	472	710	828	489	754	352	682	237	225	
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	33	202	306	124	159	244	453	131	63	67	53	117	199	98
1	24	140	132	110	91	248	304	173	75	84	117	76	67	94
2	7	28	44	27	28	33	48	39	8	20	44	3	5	9
3	3 9	5 1	17	8	85	14 5	11 6	8	6 8	6 7	4	3	2 9	17
4 5	1	1	2	4	2	3	3	43	19	24	∠ 1	2 2	2 2	(3
6	-		-	-	1	1	1	1	8	6	-	1	1	-
7+														
Total	71	376	506	278	293	548	827	358	186	213	221	205	278	229
Are	1980	1900	1991	1999	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	106	62	236	185	160	149	137	106	230	370	322	181	455	
1	61	38	180	191	112	66	98	84	69	126	152	123	141	

2	4	2	17	19	23	23	17	15	16	11	19	19	31	
3	9	7	5	4	9	13	5	5	12	3	8	6	18	
4	4	4	2	1	5	8	3	2	7	2	4	2	11	
5	2	2	1	1	3	4	2	1	1	2	3	1	3	
6					1	2	1	1	1	1	2	1		
·/+	100	117	4.4.1	401	919	905	000	014	222	F10	<u>I</u>	222	650	
Total	186 Jine	117	441	401	313	265	263	214	338	516	511	332	659	
	1075	1076	1077	1078	1070	1080	1091	1089	1099	109/	1095	1086	1097	1099
Age	1970	1970	1911	1970	1979	1960	1301	1962	1965	1304	1960	1300	1307	1900
1	15	6	16	18	18	19	31	36	10	14	13	17	14	11
2	71	59	85	75	182	100	154	113	78	104	151	72	84	119
-	149	139	154	159	177	285	226	286	185	243	283	226	184	274
4	214	133	145	144	113	212	256	360	224	265	324	267	240	325
5	170	131	118	106	75	131	141	196	134	159	207	158	147	181
6	92	62	63	60	37	71	58	70	63	73	89	80	60	70
7+	54	25	21	26	14	33	28	34	35	38	31	29	18	24
Total	767	555	601	587	617	852	897	1098	729	897	1097	849	748	1004
Total Long	line													
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	1	10	20		14	3	6	9	10		10	11	4	
1	14	19	20	14	62	50	38	64 100	16	15	13	30	6 00	
2	109	144	255	206	154	220	106	189	190	269	358	449 574	99	
3 4	322	34Z 977	326 544	442 206	341 440	488	422 201	337 494	409	489	060 617	074 464	259	
4 5	961	011 938	996	176	44 <i>5</i> 304	396	205	282	042 930	949	989	204	249	
5	109	238 93	220	70	126	136	295 162	169	230 115	100	282 94	209	91	
7+	40	27	19	27	51	82	98	77	60	45	38	60	33	
Total	1248	1239	1464	1333	1502	1712	1569	1662	1612	1730	1967	1914	1188	
Baitboat, 7	lotal													
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	80	218	274	222	228	268	346	168	112	632	697	677	406	403
1	94	149	145	240	170	257	246	236	182	267	326	484	326	204
2	121	60	61	96 •	99	54	81	55	92	109	184	200	192	115
3	79	57	59	58	51	77	54	34	49	78	71	138	102	103
4	27	28	26	40	20	00 91	30 19	14	39	37	18	43	42	21
5		21 13	20 15		10	10	13	5	10	10	17	10	10	2
7+	21 26	8	15 22	17	10	10	2	4	10	4	3	1	3	1
Total	483	553	628	730	602	744	785	527	505	1142	1416	1564	1086	860
Baitboat, 7	Total													
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	749	2170	1822	842	440	772	913	1116	937	2028	1353	708	2380	
1	483	620	505	754	476	663	712	543	869	1166	1861	708	817	
2	139	144	251	190	347	459	409	178	331	241	341	224	132	
3	79	109	90	114	110	138	247	116	146	79	110	71	101	
4	55 11	60	57 19	54 10	58 14	29	59 17	46	36	22	23	23	22	
5 6	11	22 6	2	19	14	10	6	29 20	1 9	19	2	o	4	
7+	1	0	1	5	1	1	3	20 9	4	9				
Total	1516	3136	2742	1978	1449	2078	2367	2056	2329	3578	3690	1736	3456	
Purse sein	e, Total													
Age	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
0	282	986	1094	495	754	815	1767	983	1670	1457	763	1267	754	910
1	210	593	524	500	395	693	1115	1160	1056	1253	493	612	432	271
2	57	72	127	116	97	69	122	115	150	197	76	75	56	83
3	17	8	61	32	18	31	27	37	27	43	18	13	9	32
4	19	2	23	11	14	13	17	22	13	17	6	15	13	18
Ð	8		11	9	10	8	10	20	10	Ð 1	1	1	10	Ð 1
0 7+	1		2	2	Э	1	э	9	4	1	Э	2	1	1
Total	594	1661	1842	1165	1291	1631	3061	2347	2930	2974	1366	1991	1275	1319
Purse sein	e, Total													
Age	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
0	1049	1128	1971	2295	3205	3926	3370	4264	3435	3276	3558	2968	3589	
1	453	505	903	1328	1899	1723	1734	1743	1423	971	2221	1897	1557	
2	50	93	211	203	444	378	295	349	176	74	91	111	174	
3	10	17	52	58	123	99	69	86	39	19	42	23	44	
4	7	13	8	19	30	28	14	16	14	8	11	8	18	
5	5	9	3	13	22	30	11	11	11	11	4	5	7	
6	2	2	1	7	18	21	14	5 1	8	9	3	2	3	
Total	1576	1766	3149	3925	5748	6209	5512	6474	5106	ہ 4371	5931	5013	5393	
T O LOT	1010		0 I I U	0000	J. 10	5100		~	0100	1011	T	0010	5550	

Table 6. Alternative cut-off points (in cm) used in age slicing.

QTR/Age	0	1	2	3	4	5	6
1	23	51	76	98	118	136	152
2	30	58	82	104	123	140	156
3	37	64	88	109	127	144	159
4	44	70	93	114	132	148	163

Table 7. Catch-at-age matrices for all fisheries combined based on the alternative and current cut-off points, and the difference between the two. Number of fish is given in thousand of fish.

Catch-at-	Catch-at-age based on the alternative cut-off points								s Difference (alternative – current)								
Year/Age	0	1	2	3	4	5	6	7+	Total	0	1	2	3	4	5	6	7+
1975	12	568	208	275	238	271	185	159	1915	-384	224	-47	26	-25	56	71	79
1976	349	1560	454	197	195	173	132	84	3145	-1057	673	236	-12	32	20	56	51
1977	193	1991	388	321	248	201	138	97	3577	-1482	1175	71	29	50	45	58	54
1978	166	1025	614	281	245	191	137	101	2760	-676	158	300	24	47	37	52	58
1979	171	1315	411	400	216	145	86	60	2804	-971	642	5	146	64	45	34	36
1980	301	1683	633	258	416	245	142	97	3774	-1027	465	377	-149	136	81	58	58
1981	341	3268	768	358	323	306	128	78	5571	-2227	1572	363	40	8	139	58	47
1982	165	2180	648	289	383	395	172	99	4330	-1120	574	326	-76	-16	165	87	60
1983	259	2373	631	298	267	274	150	98	4349	-1586	1049	303	31	-16	95	66	57
1984	488	2401	1017	389	356	312	167	95	5225	-1668	782	587	19	30	109	83	57
1985	272	1687	648	393	390	389	215	106	4100	-1241	738	194	16	-20	135	105	72
1986	516	2219	639	320	367	301	157	89	4609	-1545	1031	289	-60	40	118	68	58
1987	174	1568	566	298	299	280	135	67	3387	-1186	729	228	1	2	112	68	46
1988	417	1309	330	359	419	352	151	75	3411	-995	730	4	-66	42	157	79	50
1989	334	2117	576	259	465	431	230	114	4526	-1570	1107	273	-161	7	152	118	74
1990	506	3529	611	399	465	438	223	89	6258	-2854	2346	228	-76	6	167	121	61
1991	781	4022	1036	640	509	558	175	74	7796	-3248	2414	302	168	-102	315	97	54
1992	493	4259	996	633	593	409	167	86	7636	-2830	1971	377	15	123	200	86	57
1993	655	4593	1380	868	556	521	278	162	9012	-3164	2044	411	284	15	177	130	103
1994	707	5346	1599	956	678	460	318	199	10264	-4143	2844	520	219	207	87	156	111
1995	1163	4441	1691	756	709	420	298	232	9710	-3263	1858	815	13	243	94	115	126
1996	1777	5152	1196	661	536	497	368	219	10407	-3718	2719	466	116	38	74	173	132
1997	775	5225	1190	650	661	526	207	150	9385	-3827	2848	476	-5	62	277	81	89
1998	1198	5705	1190	589	598	547	226	143	10195	-4476	3426	594	-2	-2	272	102	85
1999	503	7469	1689	814	684	605	233	103	12099	-4730	3222	880	89	29	314	133	63
2000	537	5003	1252	813	633	430	184	143	8995	-3331	2245	450	140	137	212	64	82
2001	992	6725	1349	441	514	372	211	94	10697	-5437	4205	913	-77	105	116	116	59

Table 8. Estimates of likely mis-classifications (Estimated age class – True age class) using different age slicing limits, assuming recruitment distributed evenly throughout the year. These results ignore growth variability.

469	1689	814	684	605	233	103	12099	-4730	3222	- 88		
003	1252	813	633	430	184	143	8995	-3331	2245	45		
725	1349	441	514	372	211	94	10697	-5437	4205	91		
e of	likely	mic	مامور	ificat	ione	(Ectin	nated an	e class – T	rue 20	0.0		
5 01	11KC19	1115-	·1455	1	10115	(LSIII		C Class = 1	rue ag			
ecru	itmen	t dist	ribute	ed ev	enly	throu	ghout th	e year. The	se resi	ults		
	NUMB	ER OI	F MIS-	CLAS	SIFIC.	ATION	IS (through	n age 7) USIN	'G			
						TR	UE T_0 (yea	urs)				
A_{ξ}	ge Clas.	s Shift			-1.0)		-0.5				
	-2				0		0		t			
	-1		i		363			867				
	0		Í		723			219				
	1		Í		0			0				
	2				0			0				
	NUMB	ER OI	F MIS-	CLAS	SIFIC.	ATION	IS (through	n age 7) USIN	'G	1		
						TR	$UE T_0$ (yea	urs)				
A_{ξ}	ge Clas.	s Shift			-1.0)		-0.5				
	-2				0			0		t		
	-1				2			87				
	0		i		674	Ļ		999				
	1		i		410)		0				

NUMBER OF MI	S-CLASSIFICATIONS (th	rough age 7) USING
	TRUE T	(vears)
Age Class Shift	-1.0	-0.5
-2	0	0
-1	2	87
0	674	999
1	410	0
2	0	0

	Index	JLL Poisson	JLL	USLL		USLL		JLL-USLL					
N	or Bio	N	N	N	N	N	В	N	В		N		N
	Age	3 to 7+	3	4	5	6	3 to 7+	3 to 7+	2 to 5	(CV)	2 to 5	(CV)	3 to 7+
	1961	1.518					1.000	0.993					1.778
	1962	1.436					0.907	0.951					1.612
	1963	1.241					0.959	1.063					1.705
	1964	0.995					0.761	0.944					1.352
	1965	1.186	0.656	0.888	1.574	1.779	0.794	0.997					1.411
	1966	1.109	0.608	0.951	1.397	1.147	1.329	0.937					2.362
	1967	1.205	0.586	0.921	1.053	3.080	0.870	0.989					1.546
	1968	1.435	0.986	1.258	1.373	2.358	1.107	1.168					1.967
	1969	1.562	2.040	1.363	1.717	0.868	1.080	1.106					1.920
	1970	1.336	1.486	0.943	1.598	2.039	1.303	1.099					2.315
	1971	1.401	1.050	1.048	1.971	1.775	1.061	1.179					1.885
	1972	1.142	1.570	0.834	0.755	1.125	0.870	1.088					1.546
	1973	1.386	1.676	1.193	0.828	1.338	1.057	1.354					1.879
	1974	1.883	1.761	2.371	1.784	1.983	1.251	1.469					2.223
	1975	0.988	0.598	0.943	1.115	1.132	0.655	0.928					1.165
	1976	0.791	0.565	0.505	1.114	1.505	0.534	0.906					0.950
	1977	1.463	1.478	1.453	1.789	2.048	1.053	1.671					1.871
	1978	1.112	1.106	1.402	1.275	1.220	0.764	1.341					1.359
	1979	1.039	1.400	1.051	0.936	0.772	0.725	1.269					1.289
	1980	1.078	1.377	1.444	0.903	0.625	0.771	1.300					1.370
	1981	0.964	1.095	1.236	1.240	0.523	0.668	1.095					1.188
	1982	0.857	1.167	1.033	0.710	0.552	0.597	1.032	1.992	0.40			1.061
	1983	0.882	1.169	1.023	0.822	0.663	0.563	1.096	1.804	0.29			1.000
	1984	0.855	1.166	0.964	0.793	0.580	0.597	1.092	1.453	0.27			0.899
	1985	0.903	1.264	1.166	0.806	0.593	0.635	1.071	1.319	0.26	i		0.877
	1986	0.999	1.132	1.319	0.970	0.746	0.683	1.204	1.664	0.23			1.029
	1987	1.151	1.614	1.623	1.129	0.692	0.801	1.372	1.513	0.21	1.747	0.15	1.054
	1988	1.055	1.446	1.404	1.012	0.650	0.727	1.283	1.362	0.21	1.268	0.16	0.952
	1989	0.826	0.813	1.022	0.912	0.673	0.564	0.966	1.251	0.21	1.315	0.15	0.807
	1990	0.727	0.998	0.833	0.738	0.567	0.502	0.852	0.959	0.21	0.914	0.16	0.664
	1991	0.713	0.849	0.921	0.728	0.560	0.487	0.828	0.973	0.21	0.927	0.16	0.659
	1992	0.723	0.858	0.843	0.768	0.605	0.553	0.858	0.611	0.21	0.762	0.16	0.575
	1993	0.684	0.568	0.626	0.780	0.661	0.484	0.828	0.639	0.20	0.895	0.16	0.541
	1994	0.620	0.441	0.606	0.674	0.592	0.490	0.731	0.537	0.20	0.881	0.16	0.509
	1995	0.570	0.252	0.369	0.561	0.798	0.466	0.668	0.505	0.20	0.798	0.16	0.482
	1996	0.530	0.311	0.399	0.648	0.692	0.381	0.569	0.452	0.23	0.878	0.15	0.408
	1997	0.512	0.441	0.662	0.442	0.431	0.328	0.544	0.488	0.22	0.794	0.16	0.386
	1998	0.480	0.539	0.466	0.445	0.397	0.332	0.496	0.536	0.25	0.844	0.16	0.405
	1999	0.540	0.701	0.628	0.496	0.386	0.342	0.533	1.025	0.23	1.117	0.15	0.583
	2000	0.580	0.665	0.683	0.600	0.359	0.368	0.585	0.485	0.27	0.808	0.16	0.410
	2001	0.521	0.569	0.607	0.546	0.489	0.345	0.544	0.433	0.25	1.050	0.15	0.377

 Table 9. Indices of abundance used in the assessment.

Table 10. Results of the ASPIC generalized production model fit.

ASPIC Author:	ASPIC A Surplus-Production Model Including Covariates (BETA Ver. 4.45) Author: Michael H. Prager; NOAA Center for Coastal Fisheries and Habitat Research GENFIT model mode 101 Pivers Island Road; Beaufort, North Carolina 28516 USA YLD conditioning Mike.Prager@noaa.gov LMS optimization											
Reference	: Pra sur	ger, M. H. 1 plus-product	1994. A suit tion model.	te of exter Fishery H	nsions to a nor Bulletin 92: 37	equilib 4-389.	rium		A	SPIC Use	er's Manual gratis from	is available n the author.
CONTROL P	CONTROL PARAMETERS USED (FROM INPUT FILE) Input file: bet2002v4ptfixbrgs201.inp											
Operation Number of Objective Relative Relative Maximum F Identical Bounds fa Number of COMPARISC	of AS years data funct conv. conv. conv. allow conve ctor f steps N OF I	PIC: Fit ge analyzed: series: .ion: criterion (s criterion (c red in fittin rgences requ for generaliz for numeric .OGISTIC AND	Least med simplex): restart): effort): ng: uired in fit cal integrat GENERALIZE	nodel by d: 1.000 1.000 1.000 1.000 8. tting: 50. tion D MODELS	irect optimizat 52 1 ares 2-08 2-08 2-05 .000 5 .000 24	ion wit: Numbe Lower Upper Lower Upper Rando Monte Bound	h boots r of bo bound bound bound m numbe Carlo s on ph	trap. otstrap on MSY on K: on K: r seed search i (%):	p tria : : mode,	ls: trials:	: 1 10	201 1.000E+03 6.000E+05 1.001E+03 6.000E+05 922738 10000
Model	Code	Exponent	Bmsy/K	в1/н	K MSY		ĸ		q1	Objec	ctive fn.	AIC_c
L G	0 0	2.00 1.72	0.500 0.470	1.000E+00 1.000E+00	1.082E+05 1.056E+05	3.03 3.73	4E+05 4E+05	1.848	8E-04 9E-04	1.12 1.02	2495E-02 2296E-02	-3.29592E+02 -3.31027E+02
NOTE: Fol	lowing	report desc	Cribes gene:	ralized mod	del.							cror codo 0
Normal co												
GOODNESS-	OF-FII	AND WEIGHT:	ING FOR NON-	-BOOTSTRAPI	PED ANALYSIS							
Loss comp	onent	number and t	title		Weighted LMS	N	Weig	hted MSE	Cu: We	rrent eight	Suggested weight	R-squared in CPUE
Loss(-1) Loss(0) Loss(1)	LMS i Penal BET e	n yield ty for B1 > ffort, Yield	K d (2002-Mad:	rid)	0.000E+00 0.000E+00 1.023E-02	1 41		N/A N/A	0.00)E+00)E+00	N/A N/A	0.437
TOTAL OBJ Estimated Estimated	ECTIVE contr nearn	FUNCTION: ast index (index (index (index))	ideal = 1.0) ideal = 1.0)):):	L.02296209E-02 0.6352 1.0000		C* = N* =	(Bmax-H 1 - (m:	Bmin)/1 in B-Br	K nsy c/K)		
MODEL PAR	AMETER	ESTIMATES	(NON-BOOTST	RAPPED)								
Parameter					Estimate	Use	r/pgm g	uess	2nd o	guess	Estimated	User guess
B1/K	Start	ing biomass	ratio (yea:	r 1950)	1.000E+00		1.000	E+00	7.26	8E-01	0	1

MSY	Maximum sustainable yield Maximum population size			1.056	E+05	1.300E+05	4.578E+04	1	1	
phi	Position o	f Bmsy relati	ve to K	4.703	E-01	1.100E-01	5.850E-01	1	1	
	- Catchabili	ty Coefficien	ts by Fishe:	ry						
q(1)	BET effort	, Yield (2002	-Madrid)	1.539	E-04	1.825E-04	1.734E-02	1	1	
MANAGEMEN	NT and DERIV	ED PARAMETER	ESTIMATES (1	NON-BOOTSTRAP	PED)					
Parameter	 :			Esti	mate	Logist	ic formula	Genera	al formula	
MSY	Maximum su	stainable yie	ld	1.056	E+05					
Bmsy	Stock biom	ass giving MS	Y	1.756	E+05		K/2	K*n*	*(1/(1-n))	
Fwsy	Fishing mortality rate at MSY			6.012	E-01		MS1/Bmsy		MS1/Bmsy	
n	Exponent in production function			1.715	E+00					
g	Fletcher's	gamma		5.100	E+00			[n**(n/(n-	1))]/[n-1]	
B./Bmsy	Ratio: B(2	002)/Bmsy		8.084	E-01					
F./Fmsy	Ratio: F(2001)/Fmsy			1.150	E+00					
Emsy/E.	Ratio: Fmsy/F(2001)			8.698	E-01					
Y.(Fmsy)	Yield available at Fmsy in 2002			8.536	E+04	М	SY*B./Bmsy	MSY*B./Bmsy		
Vo	as proportion of MSY Equilibrium vield available in 20			2 1 0 2 2	E-UI E+05	1 *MCV* (D /V		 a*MSY* (B/K- (B/K) **n)		
16.	in 20as proportion of MSY				E-01	4 MOI (D/ K		g™S1 (B/K		
* Asteris BET Base ESTIMATES	sk indicates 02: CPUE(SC 5 FROM BOOTS	missing valu RS/02/XXX)ASP TRAP ANALYSIS	e(s). IC445 PT LM:	S FIX B1/K Gr	id search					
								Inter-		
Param	Point	Bias in	Relative	Approx 80%	Approx 80%	Approx 50%	Approx 50%	quartile	Relative	
name	estimate	estimate	bias	lower CL	upper CL	lower CL	upper CL	range	IQ range	
B1/K	1.000E+00	-2.220E-16	0.00%	1.000E+00	1.000E+00	1.000E+00	1.000E+00	0.000E+00	0.000	
K	3.734E+05	5.766E+04	15.44%	2.042E+05	5.317E+05	3.056E+05	4.113E+05	1.057E+05	0.283	
q(1)	1.539E-04	5.491E-06	3.57%	1.008E-04	2.633E-04	1.343E-04	1.868E-04	5.246E-05	0.341	
MSY	1.056E+05	1.446E+04	13.70%	8.878E+04	1.102E+05	9.953E+04	1.066E+05	7.082E+03	0.067	
Ye(2002)	1.022E+05	-2.336E+03	-2.29%	8.037E+04	1.076E+05	9.298E+04	1.056E+05	1.261E+04	0.123	
Y.@Fmsy	8.536E+04	4.962E+04	58.13%	4.074E+04	1.087E+05	6.223E+04	8.982E+04	2.759E+04	0.323	
Bmsv	1.756E+05	2.308E+04	13.14%	1.094E+05	2.785E+05	1.567E+05	2.118E+05	5.505E+04	0.313	
Fmsy	6.012E-01	7.480E-02	12.44%	3.227E-01	9.450E-01	4.610E-01	6.549E-01	1.939E-01	0.323	
fmsy(1)	3.907E+03	7.332E+02	18.77%	3.372E+03	5.052E+03	3.690E+03	4.247E+03	5.572E+02	0.143	
B./Bmsy	8.084E-01	1.436E-01	17.76%	4.028E-01	9.896E-01	6.403E-01	8.591E-01	2.187E-01	0.271	
F./Fmsy	1.150E+00	-7.477E-02	-6.50%	9.321E-01	1.994E+00	1.093E+00	1.495E+00	4.022E-01	0.350	
Ye./MSY	9.679E-01	-4.902E-02	-5.06%	8.175E-01	9.991E-01	9.165E-01	9.913E-01	7.485E-02	0.077	
n phi	1.715E+00 4.703E-01	-1.833E-02 -7.891E-03	-1.07% -1.68%	1.431E+00 4.354E-01	2.476E+00 5.410E-01	1.647E+00 4.625E-01	2.032E+00 5.031E-01	3.852E-01 4.062E-02	0.225 0.086	

- Bootstrap results were computed from 201 trials.

1798

Table 11. Benchmarks estimated with PRODFIT (m=1.0, k=5) for two time periods.

	MSY (MT)	$F_{most recent}/F_{msy}$	Y_{2002}/Y_{msy}
1961-1992	83,300	1.69	1.158
1961-2001	102,000	1.28	0.946

Table 12. Specifications for the sensitivity analyses conducted with the Delay-Difference model.

thoms for th	c sensitivity and	ilyses conducted	with the Delay Differen	
Run	CPUE Index	Process	Steepness prior exp(-M	1)
DDRun1	Jpn LL	Yes	0.9(CV=0.5)	0.6
DDRun2	Jpn LL	No	0.9(CV=0.5)	0.6
DDRun3	Jpn LL	Yes	0.9(CV=0.5)	0.4
DDRun4	Jpn LL	Yes	0.9(CV=0.5)	0.8
DDRun5	Jpn LL	Yes	0.7(CV=0.1)	0.6
DDRun6	Jpn+USA LL	Yes	0.9(CV=0.5)	0.6

Table 13. Results of the sensitivity analyses conducted with the Delay-Difference model. Values in parenthesis are percent coefficients of variation. RY_{2003} = replacement yield, assuming that the catch in 2002 will be 100,000 MT.

Run	B ₁₉₅₀	R ₁₉₅₀	B ₂₀₀₁ /	B ₂₀₀₂ /	B ₂₀₀₂ /	F ₂₀₀₁ /	MSY	RY ₂₀₀₃
DDRun1	672530 (4.8)	107600 (4.8)	0.39 (7.4)	0.41	0.91	1.12	112130	103251
DDRun2	681730 (2.3)	109080 (2.3)	0.38 (5.9)	0.40	0.89	1.10	113622	105236
DDRun3	345910 (4.8)	124530 (4.8)	0.48 (6.8)	0.51	0.98	1.08	124233	103651
DDRun4	1458300 (4.2)	58330 (4.2)	0.33 (7.4)	0.32	0.78	1.34	91090	88661
DDRun5	768730 (6.7)	123000 (6.7)	0.38 (7.8)	0.38	0.83	1.26	99938	98799
DDRun6	601360 (3.9)	96218 (3.8)	0.29 (8.7)	0.30	0.67	2.03	99965	99164

Table 14. Inputs	and outputs for	run DDRUN1	of the Delay-diff	ference model.
rho	1			

		0.6										
	а	308178										
	b	2.8629										
	q	0.00011										
	Obs	Obs	Obs	Pred	Pred	Pred	Pred	Pred	Pred	Pred	Error	Error
Year	Yield	Effort	CPUE	Escape	Recruits	Biomass	Yield	CPUE	F	Expl. rate	Process	Obs.
1950	808			671976	107645	672784				0.001		
1951	1651			671133	107645	672784				0.002		
1952	2018			669669	107645	671687				0.003		
1953	2951			667415	107645	670366				0.004		
1954	2932			665592	107645	668524				0.004		
1955	4808			662332	107645	667140				0.007		
1956	2769			661789	107645	664558				0.004		
1957	8720			655626	107645	664346				0.013		
1958	4290			654989	107645	659279				0.007		
1959	7732			651411	107645	659143				0.012		
1960	9087			647222	107645	656309				0.014		
1961	17012	246.7	69.0	630789	102396	647801	17567.8	71.2	0.027	0.026	-0.050	-0.032
1962	23065	369.0	62.5	609909	102908	632974	25497.6	69.1	0.041	0.036	-0.045	-0.100
1963	25985	393.0	66.1	592097	105001	618082	26483.9	67.4	0.044	0.042	-0.025	-0.019
1964	23489	447.8	52.5	584635	107944	608124	29597.6	66.1	0.050	0.039	0.003	-0.231
1965	39234	716.6	54.8	572451	115044	611685	46943.9	65.5	0.080	0.064	0.066	-0.179
1966	25057	273.5	91.6	585144	120229	610201	18315.6	67.0	0.030	0.041	0.111	0.313
1967	25028	417.2	60.0	595088	115563	620116	28171.8	67.5	0.046	0.040	0.071	-0.118
1968	23726	310.9	76.3	608754	120524	632480	21539.8	69.3	0.035	0.038	0.113	0.097
1969	36746	493.4	74.5	607221	119657	643967	34447.4	69.8	0.055	0.057	0.106	0.065
1970	42297	471.0	89.8	597775	118054	640072	32725.7	69.5	0.052	0.066	0.092	0.257
1971	55774	762.6	73.1	570184	112781	625958	50999.0	66.9	0.085	0.089	0.047	0.090
1972	47170	786.8	60.0	552618	111592	599788	50346.6	64.0	0.088	0.079	0.036	-0.065
1973	56976	781.6	72.9	528631	111589	585607	48845.8	62.5	0.087	0.097	0.036	0.154
1974	64069	743.0	86.2	496511	105809	560580	44544.0	60.0	0.083	0.114	-0.017	0.363
1975	61301	1357.0	45.2	465527	99571	526828	73934.0	54.5	0.151	0.116	-0.078	-0.187
1976	45302	1229.5	36.8	459627	104243	504929	64650.3	52.6	0.137	0.090	-0.032	-0.356
1977	54880	756.1	72.6	454301	110182	509181	41143.5	54.4	0.084	0.108	0.023	0.288
1978	52693	999.8	52.7	447494	102657	500187	52735.5	52.7	0.111	0.105	-0.047	-0.001
1979	45975	919.7	50.0	446275	101577	492250	47951.0	52.1	0.102	0.093	-0.058	-0.042
1980	63596.5	1196.4	53.2	426897	101015	490494	61220.3	51.2	0.133	0.130	-0.064	0.038
1981	67753	1470.8	46.1	404122	99427	471875	71331.5	48.5	0.164	0.144	-0.079	-0.051
1982	73493	1785.7	41.2	380104	100267	453597	81846.6	45.8	0.199	0.162	-0.071	-0.108
1983	59384.4	1530.9	38.8	377949	103121	437333	68589.4	44.8	0.171	0.136	-0.043	-0.144
1984	71052	1727.4	41.1	371890	107660	442942	77557.9	44.9	0.192	0.160	0.000	-0.088
1985	78215.4	1786.6	43.8	363833	110016	442048	79797.3	44.7	0.199	0.177	0.022	-0.020
1986	65396.1	1389.5	47.1	370819	109807	436215	62571.3	45.0	0.155	0.150	0.020	0.044
1987	55975.5	1013.0	55.3	383981	106317	439956	46962.7	46.4	0.113	0.127	-0.012	0.176
1988	65796.2	1313.4	50.1	378965	100494	444761	60553.1	46.1	0.146	0.148	-0.069	0.083
1989	78067.9	2006.4	38.9	357360	98454	435428	87239.2	43.5	0.224	0.179	-0.089	-0.111
1990	84336.7	2436.0	34.6	333845	101317	418182	99414.0	40.8	0.271	0.202	-0.061	-0.164
------	---------	--------	------	--------	--------	--------	----------	------	-------	-------	--------	--------
1991	95929.8	2855.4	33.6	308355	106375	404285	110181.5	38.6	0.318	0.237	-0.012	-0.139
1992	99011.5	2598.6	38.1	290448	111100	389459	97916.8	37.7	0.290	0.254	0.032	0.011
1993	112189	3360.2	33.4	265337	111775	377526	117911.0	35.1	0.374	0.297	0.038	-0.050
1994	132222	3910.5	33.8	226510	113816	358732	126714.3	32.4	0.436	0.369	0.056	0.043
1995	126284	3929.8	32.1	197123	111909	323407	114685.0	29.2	0.438	0.390	0.039	0.096
1996	121208	4610.1	26.3	173860	108222	295068	118538.4	25.7	0.514	0.411	0.005	0.022
1997	106565	4705.2	22.6	168106	107853	274671	112077.1	23.8	0.524	0.388	0.002	-0.050
1998	109882	4805.2	22.9	164526	110987	274407	113769.7	23.7	0.535	0.400	0.031	-0.035
1999	123735	5247.6	23.6	150266	112856	274002	121317.8	23.1	0.585	0.452	0.047	0.020
2000	100413	3962.7	25.3	158910	111485	259323	92572.1	23.4	0.442	0.387	0.035	0.081
2001	96482	4059.5	23.8	168588	107527	265070	96452.1	23.8	0.452	0.364	-0.001	0.000
2002						273566						

Table 15. Input selectivities for the traditional Age-Structured Production Model (ASPM).

		PS	PS			
Age	LL	1950-1990	1991-2001	BB-North	BB-Ghana	Other
0	0.00	0.81	0.97	0.08	1.00	0.58
1	0.01	1.00	1.00	0.47	0.89	0.80
2	0.09	0.34	0.41	0.78	0.20	0.49
3	0.36	0.18	0.24	1.00	0.10	0.63
4	0.76	0.22	0.14	0.98	0.08	1.00
5	1.00	0.30	0.21	0.82	0.10	0.95
6	0.93	0.17	0.31	0.76	0.08	0.38
7+	0.82	0.01	0.16	0.76	0.02	0.26

Table 16. Summary of the results obtained by several runs of ASPM.

Scenerio	Year	MSY	F/Fmsy	B/Bmsy	Steepness
Run1	2001	553	N/A	1.69	0.20
Run4	2001	248,103	0.21	1.98	0.25
Run5	2001	52,123	3.13	0.58	0.39
Run6	2001	880,071	0.04	2.41	0.45
Run7	2001	67,019	2.18	0.65	0.55
Run8	2001	73,774	1.83	0.69	0.65
Run9	2001	1,204,480	0.02	4.18	1.00

 Table 17. Input selectivities used for ELBUEY model.

	Age									
Decade	0	1	2	3	4	5	6	7		
1950s	0.60	1.00	0.75	0.57	0.40	0.24	0.15	0.14		
1960s	0.29	0.48	0.46	0.65	0.96	0.96	0.71	0.57		
1970s	0.36	0.54	0.44	0.63	0.98	1.00	0.75	0.59		
1980s	0.35	0.51	0.39	0.60	0.96	1.00	0.76	0.59		
1990s	0.39	0.57	0.41	0.61	0.96	1.00	0.76	0.59		
2000s	0.39	0.55	0.39	0.59	0.95	1.00	0.76	0.59		

 Table 18. Other model inputs used for ELBUEY.

Age	Length	weight	Μ	maturity
0	29.7	0.6	0.8	0
1	56.4	4.0	0.8	0
2	80.2	11.3	0.4	0
3	101.6	22.9	0.4	0.5
4	120.7	38.4	0.4	1
5	137.9	57.0	0.4	1
6	153.3	78.1	0.4	1
7	167.0	100.9	0.4	1

Table 19. Summary outputs from the ELDUEY age-structured production mo	Table 19	9. Summary	outputs from th	e ELBUEY	age-structured	production m	odel
---	----------	------------	-----------------	----------	----------------	--------------	------

R0	4.99E+07						
h	0.714464						
q	-20.1937						
sigma	0.136332						
	Expl.	Total		Expl.	Obs	Pred	Proc.
Year	Biomass	Biomass	SSB	Rate	CPUE	CPUE	Err
1950	451154	1360740	1050360	0.002			0.041
1951	451430	1361020	1049820	0.004			0.055
1952	454536	1363160	1048480	0.004			0.078
1953	458920	1367390	1046480	0.006			0.116
1954	465412	1375270	1046780	0.006			0.117
1955	474181	1387740	1051960	0.010			0.222
1956	482723	1404290	1059180	0.006			0.173
1957	499158	1430820	1072540	0.017			0.073
1958	550091	1447030	1085620	0.008			-0.067
1959	601720	1459460	1108360	0.013			-0.112
1960	688772	1453230	1133000	0.013			0.092
1961	886715	1437300	1139040	0.019	1.78	1.51	0.479
1962	997457	1430230	1112900	0.023	1.61	1.69	0.089
1963	961571	1437470	1068810	0.027	1.71	1.63	0.195
1964	987499	1430180	1032390	0.024	1.35	1.68	0.686
1965	938739	1472970	1060850	0.042	1.41	1.59	0.340
1966	1002650	1525830	1090130	0.025	2.36	1.70	0.086
1967	1010890	1573580	1101170	0.025	1.55	1.72	0.075
1968	1176740	1616840	1181980	0.020	1.97	2.00	0.438
1969	1105110	1666160	1294440	0.033	1.92	1.88	-0.036
1970	1198120	1659570	1288700	0.035	2.32	2.03	-0.450
1971	1114590	1609430	1247970	0.050	1.89	1.89	-0.292
1972	1033970	1539200	1234430	0.046	1.55	1.76	0.220
1973	1003960	1450870	1202060	0.057	1.88	1.70	-0.080
1974	948237	1359060	1089510	0.068	2.22	1.61	-0.121
1975	862860	1262350	963305	0.071	1.17	1.47	0.196
1976	784745	1210960	906923	0.058	0.95	1.33	-0.140
1977	810966	1172960	879956	0.068	1.87	1.38	-0.268
1978	818557	1117050	830799	0.064	1.36	1.39	-0.301
1979	791471	1078880	819538	0.058	1.29	1.34	-0.358
1980	751501	1049990	827904	0.085	1.37	1.28	-0.221
1981	689902	986521	775115	0.098	1.19	1.17	0.114
1982	641987	932107	712176	0.114	1.06	1.09	0.007
1983	571933	901585	651944	0.104	1.00	0.97	-0.171
1984	597224	871335	603037	0.119	0.90	1.01	-0.319
1985	568287	843626	588131	0.138	0.88	0.97	-0.435
1986	557297	807001	588673	0.117	1.03	0.95	-0.480
1987	563477	771115	582268	0.099	1.05	0.96	-0.475
1988	531168	741972	568832	0.124	0.95	0.90	-0.414
1989	468657	704619	536155	0.167	0.81	0.80	-0.288
1990	419001	651909	480289	0.201	0.66	0.71	-0.249
1991	393888	596462	420180	0.244	0.66	0.67	-0.245
1992	358484	541600	363557	0.276	0.58	0.61	-0.145
1993	328246	495185	319249	0.342	0.54	0.56	0.246
1994	311788	446044	274267	0.424	0.51	0.53	0.684
1995	280247	419908	220580	0.451	0.48	0.48	0.341
1996	270833	412311	176170	0.448	0.41	0.46	0.169
1997	244123	404141	163091	0.437	0.39	0.41	0.374
1998	255345	410586	191033	0.430	0.41	0.43	0.022
1999	271852	406865	213242	0.455	0.58	0.46	-0.028
2000	248689	369715	193894	0.404	0.41	0.42	-0.003
2001	223714	365963	193480	0.431	0.38	0.38	0.000
2002	237895	333469	184203				

Table 19 (Continued)

		F	matrix	(by age)						Ν	I matrix (m	illions) (b	y age)			
Year	0	1	2	3	4	5	6	7+	0	1	2	3	4	5	6	7+
1950	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	49.95	22.44	10.08	6.76	4.53	3.04	2.04	4.14
1951	0.002	0.004	0.003	0.002	0.001	0.001	0.000	0.000	52.04	22.42	10.07	6.75	4.53	3.04	2.04	4.14
1952	0.003	0.004	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001	52.77	23.33	10.04	6.73	4.52	3.03	2.03	4.14
1953	0.004	0.006	0.005	0.004	0.002	0.001	0.001	0.001	53.98	23.65	10.44	6.71	4.50	3.02	2.03	4.13
1954	0.004	0.006	0.005	0.003	0.002	0.001	0.001	0.001	56.08	24.16	10.56	6.96	4.48	3.01	2.02	4.13
1955	0.006	0.010	0.008	0.006	0.004	0.002	0.001	0.001	56.10	25.10	10.79	7.04	4.65	3.00	2.01	4.12
1956	0.003	0.006	0.004	0.003	0.002	0.001	0.001	0.001	62.40	25.05	11.16	7.18	4.69	3.11	2.00	4.11
1957	0.011	0.018	0.013	0.010	0.007	0.004	0.003	0.003	59.44	27.94	11.19	7.45	4.79	3.14	2.08	4.09
1958	0.005	0.008	0.006	0.005	0.004	0.002	0.002	0.001	53.87	26.43	12.34	7.40	4.94	3.19	2.10	4.13
1959	0.008	0.013	0.010	0.009	0.007	0.006	0.004	0.003	46.87	24.09	11.78	8.22	4.94	3.30	2.13	4.16
1960	0.008	0.013	0.011	0.010	0.011	0.009	0.006	0.005	44.87	20.90	10.69	7.82	5.46	3.29	2.20	4.21
1961	0.005	0.009	0.009	0.013	0.019	0.019	0.014	0.011	55.18	20.00	9.27	7.09	5.19	3.62	2.18	4.27
1962	0.006	0.010	0.010	0.015	0.023	0.023	0.017	0.014	81.30	24.66	8.91	6.16	4.69	3.41	2.38	4.27
1963	0.010	0.017	0.016	0.020	0.027	0.027	0.019	0.016	54.89	36.32	10.97	5.91	4.06	3.07	2.23	4.39
1964	0.004	0.007	0.008	0.014	0.023	0.024	0.018	0.014	60.80	24.42	16.05	7.24	3.88	2.65	2.00	4.37
1965	0.008	0.014	0.015	0.026	0.042	0.043	0.032	0.025	99.03	27.20	10.89	10.67	4.79	2.54	1.73	4.21
1966	0.004	0.007	0.008	0.015	0.024	0.025	0.019	0.015	70.23	44.14	12.06	7.19	6.97	3.08	1.63	3.88
1967	0.010	0.018	0.016	0.019	0.025	0.024	0.017	0.014	54.64	31.43	19.70	8.02	4.75	4.56	2.01	3.63
1968	0.003	0.004	0.006	0.011	0.019	0.020	0.015	0.012	54.11	24.29	13.88	13.00	5.27	3.11	2.98	3.73
1969	0.011	0.017	0.015	0.022	0.033	0.034	0.025	0.020	78.27	24.25	10.87	9.25	8.62	3.47	2.04	4.44
1970	0.010	0.016	0.015	0.022	0.035	0.036	0.027	0.021	49.09	34.80	10.72	7.18	6.07	5.59	2.25	4.25
1971	0.012	0.019	0.018	0.030	0.050	0.051	0.038	0.030	32.46	21.83	15.38	7.08	4.71	3.93	3.61	4.26
1972	0.012	0.019	0.017	0.027	0.045	0.047	0.035	0.027	37.91	14.40	9.62	10.13	4.60	3.00	2.50	5.10
1973	0.017	0.026	0.023	0.036	0.057	0.058	0.043	0.034	63.20	16.83	6.35	6.34	6.60	2.95	1.92	4.95
1974	0.025	0.039	0.033	0.046	0.069	0.070	0.052	0.041	46.70	27.93	7.37	4.16	4.10	4.18	1.87	4.44
1975	0.021	0.033	0.029	0.045	0.072	0.074	0.055	0.043	44.42	20.46	12.07	4.78	2.66	2.57	2.61	4.04
1976	0.023	0.034	0.026	0.037	0.058	0.059	0.044	0.035	60.20	19.54	8.90	7.86	3.06	1.66	1.60	4.25
1977	0.037	0.053	0.036	0.046	0.069	0.070	0.053	0.041	42.73	26.44	8.49	5.81	5.07	1.94	1.05	3.78
1978	0.033	0.049	0.035	0.046	0.066	0.067	0.050	0.039	37.48	18.51	11.26	5.49	3.72	3.18	1.21	3.10
1979	0.025	0.036	0.026	0.037	0.058	0.060	0.045	0.035	36.02	16.30	7.92	7.29	3.52	2.33	1.99	2.77
1980	0.029	0.043	0.034	0.053	0.085	0.088	0.066	0.051	33.96	15.79	7.06	5.17	4.71	2.22	1.47	3.07
1981	0.042	0.059	0.040	0.060	0.098	0.103	0.078	0.060	39.00	14.83	6.80	4.58	3.29	2.90	1.36	2.88
1982	0.034	0.048	0.036	0.064	0.114	0.122	0.091	0.070	54.04	16.81	6.28	4.38	2.89	2.00	1.75	2.66
1983	0.053	0.075	0.048	0.066	0.105	0.110	0.083	0.063	48.03	23.47	7.20	4.06	2.75	1.73	1.19	2.74
1984	0.052	0.074	0.050	0.074	0.121	0.127	0.095	0.073	39.66	20.46	9.78	4.60	2.55	1.66	1.04	2.45
1985	0.042	0.065	0.056	0.088	0.144	0.148	0.109	0.085	33.79	16.93	8.54	6.24	2.86	1.51	0.98	2.16
1986	0.047	0.071	0.055	0.078	0.122	0.125	0.092	0.072	29.99	14.50	7.13	5.41	3.83	1.00	0.87	1.92
1907	0.030	0.054	0.043	0.004	0.102	0.105	0.076	0.001	20.00	12.00	0.09 E 47	4.52	3.35	2.27	1.90	1.73
1988	0.031	0.046	0.041	0.072	0.125	0.132	0.098	0.076	28.75	12.43	5.47	3.91	2.84	2.03	1.37	1.70
1969	0.030	0.000	0.054	0.099	0.173	0.102	0.154	0.104	30.44	12.52	5.33	3.52	2.44	1.00	1.19	1.09
1990	0.063	0.098	0.083	0.131	0.217	0.225	0.164	0.127	34.18	13.19	5.32	3.39	2.14	1.37	0.94	1.84
1991	0.091	0.130	0.102	0.159	0.207	0.279	0.203	0.155	34.01	14.41	5.37	3.20	1.99	1.15	0.74	1.02
1992	0.113	0.100	0.110	0.100	0.307	0.323	0.235	0.170	36.33	14.27	5.05	3.20	1.00	0.02	0.50	1.55
1993	0.190	0.202	0.105	0.235	0.595	0.410	0.304	0.225	50.55	12.00	1.62	2.00	1.02	0.92	0.50	0.01
1994	0.215	0.313	0.197	0.230	0.520	0.002	0.391	0.200	77 20	18.42	4.03	2.09	1.79	0.02	0.41	0.01
1006	0.220	0.333	0.227	0.334	0.575	0.599	0.417	0.310	51.03	27.85	6.06	2.55	1.04	0.71	0.52	0.39
1007	0.202	0.299	0.190	0.311	0.009	0.593	0.410	0.307	30.52	21.00	0.00	2.00	1.22	0.50	0.20	0.43
1008	0.173	0.201	0.109	0.304	0.544	0.574	0.401	0.200	47 05	14 0/	5.20 6.48	5 15	1.15	0.47	0.22	0.00
1000	0.107	0.279	0.100	0.301	0.576	0.000	0.002	0.233	35.22	18.07	5 27	3 61	2 55	0.45	0.10	0.20
2000	0.105	0.182	0.201	0.021	0.478	0.517	0.367	0.272	34 87	13 10	6 15	2 89	1 75	0.00	0.17	0.21
2001	0 232	0.350	0.220	0.316	0.539	0.564	0.398	0 294	34 54	13.13	4 94	3 60	1.51	0.30	0.38	0.10
2001	0.202	0.000	5.220	0.010	5.005	0.004	0.000	0.204	34 62	12 30	4 37	2.66	1 76	0.70	0.00	0.20
														0.00	0.20	J /

Table 20. Input options for two runs of VPA-2BOX

	Run1	Run5
Indices	(1) USLL-weigh-out in biomass, assumed to track ages 2 to 5. (2) JLL individual indices for ages 4, 5, 6, and 7+.	(1) USLL-weigh-out in biomass, assumed to track ages 2 to 5. (2) JLL age-aggregated in numbers, assumed to track ages 3 to 7+.
Weighting	Input index CVs; relative USLL selectivities from partial catches with Geromont-Butterworth averaging.	Input index CVs; relative USLL selectivities from partial catches with Geromont-Butterworth averaging. Handling of relative JLL selectivities was uncertain due to input mis-specification.
FN,2001	F0=0.99F4; F1=1.26F4; F2=0.76F4; F3=0.84F4; F4, F5 F6 estimated.	Same
F7+/F6	Fratio=1.0 for 1975-1990; estimated in two blocks for {1991-1994} and {1995-2001}.	Fratio=1.0 for 1975-1980; estimated in two blocks for {1981-1994} and {1995-2001)
М	0.8 for ages 0 and 1; 0.4 for remaining ages	Same

Table 21. Summary results from VPA-2BOX Run 5.

		F	matrix							I	V matrix	(millions)			
Year	Age0	Age1	Age2	Age3	Age4	Age5	Age6	Age7+	Age0	Age1	Age2	Age3	Age4	Age5	Age6	Age7+
1975	0.008	0.006	0.017	0.047	0.129	0.253	0.467	0.467	73.82	81.64	18.32	6.57	2.62	1.15	0.37	0.26
1976	0.030	0.040	0.007	0.021	0.048	0.127	0.165	0.165	69.40	32.91	36.46	12.07	4.21	1.55	0.60	0.26
1977	0.038	0.040	0.027	0.015	0.031	0.073	0.112	0.112	65.01	30.27	14.21	24.26	7.92	2.69	0.91	0.49
1978	0.021	0.046	0.030	0.034	0.015	0.037	0.063	0.063	58.69	28.12	13.07	9.27	16.03	5.15	1.67	0.84
1979	0.023	0.039	0.042	0.037	0.031	0.012	0.019	0.019	73.01	25.82	12.07	8.50	6.00	10.58	3.33	1.58
1980	0.028	0.057	0.028	0.066	0.064	0.052	0.015	0.015	69.28	32.06	11.16	7.76	5.49	3.90	7.01	3.23
1981	0.052	0.084	0.037	0.054	0.082	0.060	0.035	0.006	72.79	30.26	13.61	7.28	4.87	3.46	2.48	6.77
1982	0.029	0.078	0.032	0.052	0.110	0.097	0.049	0.008	65.52	31.04	12.50	8.80	4.62	3.01	2.18	6.12
1983	0.042	0.069	0.031	0.041	0.063	0.081	0.057	0.009	64.81	28.60	12.90	8.12	5.60	2.77	1.83	5.46
1984	0.042	0.087	0.044	0.055	0.078	0.072	0.061	0.010	75.20	27.92	11.99	8.38	5.22	3.52	1.71	4.79
1985	0.027	0.043	0.049	0.061	0.098	0.100	0.062	0.010	81.93	32.39	11.49	7.69	5.32	3.24	2.20	4.26
1986	0.045	0.049	0.031	0.065	0.085	0.071	0.056	0.009	67.36	35.83	13.94	7.34	4.85	3.23	1.96	4.21
1987	0.032	0.043	0.027	0.041	0.081	0.071	0.041	0.006	61.72	28.92	15.33	9.06	4.61	2.98	2.02	4.04
1988	0.040	0.032	0.032	0.053	0.081	0.086	0.048	0.008	51.96	26.85	12.45	10.00	5.83	2.85	1.86	3.99
1989	0.052	0.067	0.032	0.065	0.091	0.098	0.081	0.013	54.43	22.43	11.69	8.08	6.36	3.60	1.75	3.85
1990	0.090	0.076	0.050	0.079	0.116	0.088	0.058	0.009	56.39	23.22	9.42	7.59	5.08	3.89	2.19	3.63
1991	0.103	0.106	0.096	0.100	0.170	0.102	0.040	0.006	59.18	23.16	9.66	6.01	4.70	3.03	2.39	3.79
1992	0.092	0.148	0.083	0.136	0.169	0.100	0.055	0.009	54.76	23.98	9.36	5.88	3.64	2.66	1.83	4.06
1993	0.108	0.178	0.135	0.130	0.210	0.224	0.118	0.019	53.92	22.45	9.30	5.77	3.44	2.06	1.61	3.86
1994	0.145	0.181	0.168	0.178	0.183	0.275	0.195	0.031	51.67	21.75	8.44	5.45	3.40	1.87	1.10	3.50
1995	0.135	0.204	0.139	0.207	0.204	0.232	0.263	0.046	50.59	20.08	8.16	4.79	3.05	1.90	0.95	2.89
1996	0.097	0.193	0.128	0.149	0.261	0.362	0.265	0.046	85.60	19.87	7.36	4.76	2.61	1.67	1.01	2.34
1997	0.170	0.103	0.125	0.201	0.303	0.252	0.217	0.038	42.32	34.90	7.36	4.34	2.75	1.35	0.78	2.02
1998	0.206	0.227	0.052	0.179	0.360	0.278	0.238	0.041	43.63	16.05	14.14	4.35	2.38	1.36	0.70	1.72
1999	0.326	0.470	0.186	0.102	0.388	0.375	0.191	0.033	26.72	15.95	5.75	8.99	2.44	1.11	0.69	1.48
2000	0.230	0.589	0.243	0.291	0.117	0.269	0.330	0.057	26.91	8.66	4.48	3.20	5.44	1.11	0.51	1.34
2001	0.363	0.462	0.278	0.307	0.365	0.100	0.223	0.039	29.96	9.61	2.16	2.36	1.60	3.25	0.57	1.10
2002										9.37	2.72	1.10	1.16	0.74	1.97	1.01

Table 22. Natural mortality vector, weight at age in the catch, maturity at age and fishing mortalities used as inputs in the yield-per-recruit analysis. Fishing mortality rates reflect the two scenarios considered: current situation and full implementation of the minimum size regulation.

					Current situation	Min. size implemented
Age	М	Weight	Mat	Selec.1998-01	F	F
0	0.8	1.92	0	0.492	0.221	0.000
1	0.8	7.49	0	0.752	0.338	0.169
2	0.4	17.41	0	0.383	0.172	0.172
3	0.4	31.5	0.5	0.628	0.283	0.283
4	0.4	49.17	1	1.000	0.450	0.450
5	0.4	69.66	1	0.981	0.441	0.441
6	0.4	92.18	1	0.809	0.364	0.364
7	0.4	116	1	0.638	0.287	0.287
8	0.4	140.45	1	0.638	0.287	0.287
9	0.4	164.99	1	0.638	0.287	0.287
10	0.4	189.2	1	0.638	0.287	0.287
11+	0.4	189.2	1	0.638	0.287	0.287

Table 23. Natural mortality vector, weight at age in the catch and fishing mortality rates used as inputs in the multi-gear yield-per-recruit analysis.

Age	F small	F large	Weight (kg)	М
0	0.2201	0.0011	1.92	0.800
1	0.3211	0.0172	7.49	0.800
2	0.0673	0.1051	17.41	0.400
3	0.0326	0.2502	31.5	0.400
4	0.0215	0.4285	49.17	0.400
5	0.0225	0.4188	69.66	0.400
6	0.0252	0.3389	92.18	0.400
7	0.0153	0.2718	116	0.400
8	0.0153	0.2718	140.45	0.400
9	0.0153	0.2718	164.99	0.400
10	0.0153	0.2718	189.2	0.400
11+	0.0153	0.2718	189.2	0.400

Table 24. Future projection percentiles of ASPIC 4.45 Base Case Run under constant catch quota policies ranging from 90,000 t to 115,000 t for years 2003-2012. The 10th, 25th, 50th, 75th, and 90th percentiles are shown. These values demonstrate, for example, that in 2003, for the 105,000 t constant catch policy, there is a 50% chance that biomass is 82% of B_{MSY} . In 2012, the stock is more than 26 % of B_{MSY} with a 50% chance.

Future Ca	Future Catch=90,000 t							
	10th 25 th	50th	75th	90th				
2002	0.40	0.64	0.81	0.86	0.99			
2003	0.11	0.58	0.82	0.87	1.05			
2004	0.10	0.56	0.90	0.99	1.18			
2005	0.02	0.57	0.99	1.11	1.31			
2006	0.00	0.52	1.08	1.20	1.36			
2007	0.00	0.52	1.16	1.27	1.41			
2008	0.00	0.46	1.23	1.33	1.44			
2009	0.00	0.35	1.28	1.37	1.46			
2010	0.00	0.35	1.32	1.40	1.49			
2011	0.00	0.43	1.35	1.41	1.50			
2012	0.00	0.73	1.38	1.43	1.52			

Future Catch=100,000 t

	10th	25th	50th	75th	90th
2002	0.4	0.6	4 0.81	0.86	0.99
2003	0.1	1 0.5	8 0.82	0.87	1.05
2004	0.0	0.4	9 0.84	0.91	1.10
2005	0.0	0.3	9 0.86	0.97	1.18
2006	0.0	0.2	0.88	1.02	1.23
2007	0.0	0.0	2 0.91	1.07	1.27
2008	0.0	0.0	0.94	1.10	1.29
2009	0.0	0.0	0.97	1.14	1.30
2010	0.0	0.0	0 1.00	1.17	1.31
2011	0.0	0.0	0 1.03	1.19	1.32
2012	0.0	0.0	0 1.06	1.22	1.33

Future Catch=110,000 t

	10th	25th	50th	75th	90th
2002	0.4	0 0.64	0.81	0.86	0.99
2003	0.1	1 0.58	0.82	0.87	1.05
2004	0.0	1 0.38	0.78	0.84	1.03
2005	6 0.0	0 0.04	0.72	0.79	1.01
2006	6 0.0	0.00	0.63	0.74	1.01
2007	0.0	0.00	0.50	0.67	0.99
2008	3 0.0	0.00	0.23	0.50	0.93
2009	0.0	0.00	0.05	0.61	1.05
2010	0.0	0.00	0.00	0.39	0.99
2011	0.0	0.00	0.00	0.09	0.99
2012	0.0	0.00	0.00	0.01	0.99

Futur	Future Catch=95,000 t								
	10th	25^{th}	50th	75th	90th				
2002	0.40	0.64	0.81	0.86	0.99				
2003	0.11	0.58	0.82	0.87	1.05				
2004	0.01	0.53	0.87	0.95	1.13				
2005	0.00	0.47	0.93	1.04	1.25				
2006	0.00	0.36	0.98	1.11	1.30				
2007	0.00	0.28	1.05	1.18	1.34				
2008	0.00	0.04	1.10	1.23	1.36				
2009	0.00	0.01	1.15	1.27	1.37				
2010	0.00	0.00	1.20	1.30	1.40				
2011	0.00	0.00	1.23	1.32	1.41				
2012	0.00	0.00	1.26	1.34	1.42				

Futur	re Catch=1	.05,000 t			
	10th	25^{th}	50th	75th	90th
2002	0.40	0.64	0.81	0.86	0.99
2003	0.1	1 0.58	0.82	0.87	1.05
2004	0.0	1 0.45	0.81	0.87	1.05
2005	0.00	0.10	0.79	0.88	1.08
2006	0.00	0.01	0.77	0.91	1.13
2007	0.00	0.00	0.74	0.91	1.17
2008	0.00	0.00	0.70	0.92	1.19
2009	0.00	0.00	0.64	0.93	1.20
2010	0.00	0.00	0.56	0.93	1.21
2011	0.00	0.00	0.41	0.91	1.18
2012	0.00	0.00	0.03	0.78	1.14

Future Catch=115.000 t

		,				
	10th	25^{th}	50th	75th	90th	
20	002	0.40	0.64	0.81	0.86	0.99
20	003	0.11	0.58	0.82	0.87	1.05
20	004	0.01	0.23	0.74	0.80	0.99
20	005	0.00	0.04	0.64	0.73	0.96
20	006	0.00	0.00	0.47	0.61	0.92
20	007	0.00	0.00	0.03	0.07	0.69
20	008	0.00	0.00	0.00	0.02	0.64
20	009	0.00	0.00	0.00	0.00	0.36
20	010	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06
20)11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
20	012	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00



Figure 1. Bigeye tuna landings by gear, 1950-2001 (in t).



Figure 2. Geographical distribution of the bigeye catch in weight (t) for all available longline fisheries.



Figure 3. Bigeye catch by European and associated purse seine fishery in 2001; the circle indicated below the map represents 1000 t. The Ghana-based purse seine fishery is operating in the rectangle delineated by bold line (7,500 t in 2001).



Figure 4. Bigeye catch of the European and associated baitboat fishery in 2001, including Canary Islands, Madeira and Açores; the circle indicated below the map represents 1000 t.



Figure 5. Percentage of SKJ, YFT, BET in number, in the catches of Tema baitboats as deduced from multispecies sampling carried out by CRO, FRU, MFRD.



Figure 6. U.S. bigeye standardized CPUE from the weigh-out (biomass) and logbook (number).



by a lognormal error structure assumption model (solid circle) and a Poisson error structure assumption model (open circle).



 ∞°

1970 1975 1980 1985 1990 1995 2000

Year

1

0

1965

Figure 8. Japanese bigeye biomass CPUE standardized by a Poisson error structure assumption model.



Figure 9. Taiwanese standardized CPUE. The 1994-2000 index calculated during the assessment meeting is indicated with solid circles.



Figure 10. Development of BET CPUE, in metric tons/day, of Tema baitboats with indication of changes in fishing methods.



Figure 11. Combined index of abundance (thick line) obtained from Japanese and U.S. longline CPUE indices (lines with symbols).



Figure 12. Results (MSY, K, B_{MSY} and B-ratio/F-ratios) of ASPIC (Ver. 3.82) runs .



Figure 13. Results of base case ASPIC (Ver. 4.45) run (top left: B-ratio with 80% bootstrap C.L., bottom left: F-ratio with 80% C.L., top right: B-ratio and F-ratio, and bottom right: CPUE and biomass trajectories.



Figure 14. Fits of PRODFIT models obtained by fixing shape parameter m and for two data series 1961-1992 and 1961-2001. 2 pages with 6 panels each (nominal and "equilibrium" effort, CPUE and catch).



Figure 15. Fits of PRODFIT model when shape parameter *m* was estimated for two data series 1961-1992 and 1961-2001. Effort is shown as a function of effort in 2002.



Figure16. Selected results from Delay-Difference model DDRun1.



Figure 17. Estimated biomass trajectory and associated 95% confidence limits, obtained with the ADMB implementation of the Delay-Differencemodel (DDRun1).



Figure 18. Retrospective analysis results for the Delay-Difference model (DDRun1). Upper panels indicate absolute values and lower panels indicate values in relative scale.





Figure 19. Summary results for the ELBUEY agestructured model: Fit to the CPUE data (top left), estimated biomass trajectory and 90% credible regions from Markov-Chain Monte Carlo (top right), and spawner biomass by thick line and recruitment trajectories by line with triangle (bottom left).



Figure 21. Retrospective pattern in SSB (in t) for Run1 of the VPA-2BOX model.



Figure 22. Observed (symbols) and predicted (lines) CPUE for Run2 of the VPA-2BOX model.



Figure 23. Results for Run5 of the VPA-2BOX model fit. The plots show trends in spawning biomass (top left), recruitment (top right), and fishing mortality by age (bottom panels). Estimates for the last few years are highly uncertain.



Figure 24. Sensitivity test of alternative cut-off points for age slicing.



Figure 25. Estimates of trends in bigeye tuna biomass and fishing mortality obtained with three models (Delay Difference, ASPIC and ELBUEY). The estimates are shown in absolute units (left panels) and relative to each series' mean (right panels). The F values presented for ELBUEY (EBY) are the average for ages 4 to 7+.



Figure 26. Yield-per-recruit (YPR) and spawning-per-recruit (SPR) results for bigeye with two different selectivities (current selectivity and a selectivity that realizes full compliance of a 3.2 kg. minimum size regulation (fine upper curves). Vertical lines with an arrow indicate $F_{30\% SPR}$, dashed lines correspond to F_{max} and $F_{0.1}$ and solid line correspond to current situation.



Figure 27. Results of multi-gear yield-per-recruit analysis reflecting the 2001 situation. Large fish fishery (X-axis) and small fish fishery (Y-axis) correspond to longline fishery plus northern islands baitboat fishery in the north Atlantic and all other fisheries, respectively.



Figure 28. The median abundance trajectory by ASPIC version 4.45(beta version, not catalogued) Catch in 2002 is assumed to be 100,000 t. Constant catch after 2002 is between 90,000 t and 115,000 t.



Figure 29. The lower 25% confidence limits of abundance trajectory of base case projection by ASPIC version 4.45. This can be interpreted as that there is 25% chance of stock decline below the trajectory after 2002. Catch scenarios are the same as **Fig. 28**.



Figure 30. Abundance trajectory from the deterministic projection by run 1 of delay-difference model. Future fishing pattern at $F_{0.1}$ is also shown in addition to the catch scenarios as used in **Fig. 28**.

Agenda

- 1. Opening, adoption of the Agenda, and meeting arrangements
- 2. Description of the fisheries
 - 2.1 Overview
 - 2.2 Longline fishery
 - 2.3 Purse seine fishery
 - 2.4 Baitboat
 - 2.5 Environmental considerations
- 3. State of the stocks
 - 3.1 Stock structure
 - 3.2 Catch data
 - 3.3 Catch rate data
 - 3.4 Population parameters
 - 3.5 Stock production models
 - 3.6 Age/size structured models
 - 3.7 Yield- and spawner-per recruit
 - 3.8 Projections
- 4. Effects of current regulations
- 5. Recommendations
 - 5.1 Statistics
 - 5.2 Research
- 6. Other matters
- 7. Report adoption and closure

Appendice 1

Ordre du jour

- 1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour et organisation des sessions
- 2. Description des pêcheries
 - 2.1 Vue d'ensemble
 - 2.2 Pêcherie palangrière
 - 2.3 Senneurs
 - 2.4 Canneurs
 - 2.5 Examen de facteurs environnementaux
- 3. Etat des stocks
 - 3.1 Structure des stocks
 - 3.2 Données de prises
 - 3.3 Données de taux de capture
 - 3.4 Paramètres de population
 - 3.5 Modèles de production des stocks
 - 3.6 Modèles structurés par âge/taille
 - 3.7 Production et géniteurs par recrue
 - 3.8 Projections
- 4. Effets des réglementations actuelles
- 5. Recommandations
 - 5.1 Statistique
 - 5.2 Recherche
- 6. Autres questions
- 7. Adoption du rapport et clôture

Orden del día

- 1. Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión
- 2. Descripción de las pesquerías
 - 2.1 Visión general
 - 2.2 Pesquería de palangre
 - 2.3 Pesquería de cerco
 - 2.4 Cebo vivo
 - 2.5 Consideraciones medioambientales
- 3. Estado de los stocks
 - 3.1 Estructura del stock
 - 3.2 Datos de captura
 - 3.3 Datos de tasas de captura
 - 3.4 Parámetros de población
 - 3.5 Modelos de producción del stock
 - 3.6 Modelos estructurados por talla/edad
 - 3.7 Rendimiento y reproductores por recluta
- 3.8 Proyectiones 4. Efectos de las regulaciones actuales
- 5. Recomendaciones
 - 5.1 Estadísticas
 - 5.2 Investigación
- 6. Otros asuntos
- 7. Adopción del informe y clausura

Appendix 2/ Appendice 2/ Apéndice 2

List of Participants/ Liste des participants/ Lista de participantes

CONTRACTING PARTIES/ PARTIES CONTRACTANTES/ PARTES CONTRATANTES

EUROPEAN COMMUNITY/ COMMUNAUTÉ EUROPÉENNE/ COMUNIDAD EUROPEA

Ariz Telleria, Javier Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Centro Oceanografico de Canarias, Apartado 1373, 38080 - Santa Cruz de Tenerife, España Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: tunidos@ieo.rcanaria.es

Arrizabalaga, Haritz AZTI, Txatxarramendi Ugartea z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia), España Tel: +34 94 602 94 00, Fax: +34 94 687 00 06, E-Mail: harri@suk.azti.es

Artetxe, Iñaki AZTI, Txatxarramendi Ugartea z/g, 48395 Sukarrieta (Bizkaia), España Tel: +34 94 602 94 00, Fax: +34 94 687 00 06, E-Mail: iartetxe@suk.azti.es

Delgado de Molina Acevedo, Alicia Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Centro Oceanográfico de Canarias, Apartado 1373, 38080 - Santa Cruz de Tenerife, España Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: tunidos@ieo.rcanaria.es

Elises Lopez, Juan Manuel c/José Rodriguez Pinilla, 23, Madrid, España Tel: +34 91 350 4532, Fax: +34 91 359 8441, E-Mail: indemar1@telefonica.net

Morón Ayala, Julio OPAGAC, c/ Ayala, 54 - 2°A, 28001 Madrid, España Tel: +34 91 575 8959, Fax: +34 91 576 1222, E-Mail: opagac@arrakis.es

Pallarés, Pilar Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Corazón de María, 8, 28002 Madrid, España Tel: +34 91 347 3620, Fax: +34 91 413 5597, E-Mail: pilar.pallares@md.ieo.es

Santana Fernández, Jose Carlos Ministerio de Ciencia y Tecnología (MCYT), Instituto Español de Oceanografía, Centro Oceanográfico de Canarias, Apdo. 1373, 38080 - Santa Cruz de Tenerife, España Tel: +34 922 549 400, Fax: +34 922 549 554, E-Mail: tunidos@ieo.rcanaria.es

Sarralde, Roberto Sogip Shipping 01, B.P. 1494, Abidjan 01, Côte d'Ivoire Tel: +225 07 806096, Fax: +225 221 45312, E-Mail: robsarr@aviso.ci

Bard, François X. I.R.D. Fishery Biologist, 15 B.P. 917, Abidjan 15, Côte d'Ivoire Tel: +225 07 895 686, E-Mail: xavier.bard@cro.ci Pianet, Renaud I.R.D. UR nº 109, Centre de Recherche Halieutique , Méditerranéenne et Tropicale, Avenue Jean Monnet - B.P. 171, 34203 Séte Cedex, France Tel: +33 4 99 57 32 39, Fax: +33 4 99 57 32 95 , E-Mail: pianet@ird.fr

Ferreira de Gouveia, Lidia Chefe de Divisao De Tecnicas E Artes de Pesca, Direcçao Regional das Pescas, Estrada da Pontinha, 9000 - Funchal, Madeira, Portugal Tel: +351 291 203200, Fax: +351 291 229691, E-Mail: lidiagouveia@hotmail.com

JAPAN/ JAPÓN

Miyabe, Naozumi National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu-shi - Shizuoka 424-8633 Tel: +81 543 366 045, Fax: +81 543 359 642, E-Mail: miyabe@fra.affrc.go.jp

Miyake, Makoto P. Scientific Advisor, Federation of Japan Tuna Fisheries Co-operative Associations, 2-3-22 Kudankita, Chiyoda-Ku, Tokyo 102 0073 Tel: +81 422 46 3917, Fax: +81 422 43 7089, E-Mail: p.m.miyake@gamma.ocn.ne.jp

Takeuchi, Yukio Mathematical Biology Section -Pelagic Resource Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu-shi, Shizuoka 424-8633 Tel: +81 543 36 6039, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: yukiot@fra.affrc.go.jp

Uosaki, Koji Western Pacific Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1, Orido, Shimizu-shi, Shizuoka 424-8633 Tel: +81 543 36 6033, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uosaki@fra.affrc.go.jp

Uozumi, Yuji National Research Institute of Far Seas Fisheries, 5-7-1- Orido, Shimizu - Shizuoka 4248633 Tel: +81 543 36 6037, Fax: +81 543 35 9642, E-Mail: uozumi@fra.affrc.go.jp

UNITED STATES/ ETATS-UNIS/ ESTADOS UNIDOS

Brown, Craig A. NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149 Tel: +1 305 361 4590, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

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

Die, David Cooperative Unit for Fisheries Education and Research, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149 Tel: +1 305 361 4607, Fax: +1 305 361 4457, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

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

SCRS Chairman/ Président SCRS/ Presidente del SCRS

Pereira, Joao Gil

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

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

CHINESE TAIPEI/ TAIPEÏ CHINOIS/ TAIPEI CHINO

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

OBSERVERS FROM INTERNGOVERNMENTAL ORGANIZATIONS/ OBSERVATEURS D'ORGANISATIONS INTERGOUVERNEMENTALES/ OBSERVADORES DE ORGANIZACIONES INTERGUBERNAMENTALES

IATTC

Harley, Shelton Senior Scientist, Scripps Institution of Oceanography, 8604 La Jolla Shores Dr., La Jolla, CA 92037-1508, United States Tel: +1 858 546 7022, Fax: +1 858 546 7133, E-Mail: sharley@iattc.org

Joseph, James Scripps Institution of Oceanography, 8604 La Jolla Shores Dr., La Jolla, CA 92037-1508, United States Tel: +1 858 546 7028, Fax: +1 858 546 7100, E-Mail: jjoseph@iattc.org

ICCAT SECRETARIAT/ SECRETARIAT ICCAT/ SECRETARÍA DE ICCAT

C/ Corazón de María, 8 - 6 Planta, 28020 Madrid Tel: + 34 91 416 5600, Fax: + 34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.es

Restrepo, Victor Kebe Papa Palma, Carlos Fisch, Guillermo

Appendix 3/ Appendice 3/ Apéndice 3

List of Documents/ Liste des documents/ Lista de documentos

- SCRS/2002/083 Scientific estimates of bigeye (*Thunnus obesus*) bycatch landed by the Spanish surface fleet in the northeast Atlantic: 1998-2000. ORTIZ DE ZÁRATE, V. and I. Artetxe.
- SCRS/2002/100 Seasonality and interannual variability in catches of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) and bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the area around the Archipelago of Madeira. GOUVEIA, L., J. Mejuto.

- SCRS/2002/113 Estimate of natural mortality of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the eastern Atlantic from tag attrition model. GAERTNER, D and J.-P. Hallier.
- SCRS/2002/114 Standardized catch rates for bigeye tuna from the U.S. pelagic longline fishery in the Northwest Atlantic and the Gulf of Mexico. BROWN, C.
- SCRS/2002/121 General linear mixed model analysis (GLMM) for standardized catch rate of Atlantic bigeye tuna by Taiwanese longline fleets. HSU, Chien-Chung and Hui-Hua Lee.
- SCRS/2002/131 Update of information on BETYP tagging in Eastern tropical Atlantic. BARD, F.X.
- SCRS/2002/137 Consideraciones sobre el sex-ratio de Patudo en al Atlántico Este tropical, capturado por la flota de cerco. SARRALDE, R., F.X. Bard, A. Ahsoy.
- SCRS/2002/146 Datos estadísticos de la pesquería de túnidos de las islas canarias durante el periodo 1975 a 2001. ARIZ, J., J.C. Santana, R. Delgado de Molina y A. Delgado de Molina.
- SCRS/2002/147 Nota sobre el marcado de patudo dentro del BETYP. DELGADO DE MOLINA, A., R. Delgado de Molina, J.C. Santana y J. Ariz.
- SCRS/2002/148 Estadísticas españolas de la pesquería atunera tropical, en el océano atlántico, hasta 2001. DELGADO DE MOLINA, A., P. Pallarés, J.C. Santana, R. Delgado de Molina, J. Ariz y R. Sarralde.
- SCRS/2002/151 Abundance indices of Atlantic bigeye caught by the Japanese longline fishery and related information updated as of 2002. SATOH, K., H. Okamoto, and N. Miyabe.
- SCRS/2002/152 Recent sex-ratio data of the bigeye tuna caught by the Japanese longline fishery in the Atlantic. MIYABE, N.
- SCRS/2002/153 Statistiques de la pêcherie thonière FIS, durant la période 1991-2001. PIANET, R.
- SCRS/2002/154 Statistiques de las pêcheries thonières europeennes durant la période 1991-2001. PIANET,R.
- SCRS/2002/155 Movements of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the tuna associated baitboat fishery of Dakar. HALLIER, J. P.
- SCRS/2002/156 Report on the bigeye tuna year program-ICCAT dedicated tagging operations off Sao-Tomé, 1st June-31st August 2002. BANNERMAN, P.
- SCRS/2002/157 Growth of bigeye tuna (*Thunnus obesus*) in the Eastern Atlantic Ocean from tagging-recapture data and otolith readings. HALLIER, J. P., B. Stequer, F.X. Bard.
- SCRS/2002/158 Update of the Atlantic bigeye tuna catch at size database. ICCAT Statistics Dept.
- SCRS/2002/159 Estructura genética intraespecífica de *Thunnus obesus* Convenio ICCAT-MNCN. ZARDOYA, R., P. Martín.
- SCRS/2002/160 Used of delay difference models to assess the Atlantic bigeye stock. RESTREPO, V. P. Pallarés.

Bigeye Tuna Fishery Indicators/ Indicateurs de la pêcherie de Thon obèse/ Indicadores de pesquerías de patudo

This section is an update of the equivalent section presented (but not really discussed) at the previous bigeye stock assessment session. Although this Appendix has not been discussed as such during the 2002 Working Group session, it is essentially informative and has been updated again.

List of figures :

- Fig. A1. Total catches (1000 t) of bigeye for the entire Atlantic and by main gear categories: longline, baitboat, purse seine and others surface.
- Fig. A2. Estimated effective longline effort on bigeye tuna (LL BET catch / Japanese LL CPUE).
- Fig. A3. Nominal effort for the purse seine fishery : number of boats operating in the Atlantic Ocean.
- Fig. A4. Nominal effort for the purse seine fishery (except Ghana): total carrying capacity and number of fishing days.
- Fig. A5. Nominal effort for the purse seine fishery (except Ghana): number of sets (total and on FADs).
- Fig. A6. Yearly trend of the net depth reached by the French purse seines (left) and changes in the number of hooks per basket in the Japanese longline (right).
- Fig. A6. Yearly trend of the depth reached by the French purse seines (left) and changes in the number of hooks per basket in the Japanese longline (right).
- Fig. A7. Japanese and U.S. longline indices.
- Fig. A8. European purse seine fishery raw CPUE (in t per fishing day).
- Fig. A9. CPUE indices from the baitboat fisheries based in Dakar (left) and Canary Islands (right).
- Fig. A10. CPUE indices from the baitboat fisheries based in Açores (left) and in Madeira (right).
- Fig. A11.Estimates (Task I) of the catches from the Ghanaian fisheries : baitboats (left) and purse seiners (right).
- Fig. A12.Bigeye size distribution taken by the tree major gears (in %): purse seiners, northern baitboats and longliners.
- Fig. A13. Average catch at size distribution for the Japanese fishery, 1991-2001.
- Fig. A14.Size distribution of the European bigeye catches in 2001 compared to the 1996-2000 average.
- Fig. A15.Bigeye average weight from the Japanese longline fishery.
- Fig. A16.Bigeye average weight from the European purse seine fishery.
- Fig. A17.Bigeye average weight from the Ghanaian fisheries.
- Fig. A18.Bigeye average weight from the Dakar-based baitboat fishery.
- Fig. A19.Bigeye catches by one degree square, ranked by decreasing order during tree periods: 1980-1990 (before the FAD effect was accounted for), 1991-1996 before the implementation of the moratorium, and 1997-2001 after its implementation.
- Fig. A20.Catches from the European purse seine fishery in the moratorium area (November to January, shaded area) in 2001 and before its implementation (1992-1996 average).
- Fig. A21a. Bigeye catches from the European purse seine fishery on FADs during the periods before (1991-1996) and after (1997-2001) the implementation of the moratorium.
- Fig. A21b.Bigeye catches from the European purse seine fishery on free schools during the periods before (1991-1996) and after (1997-2001) the implementation of the moratorium.
- Fig. A21c. Total bigeye catches from the European purse seine fishery during the periods before (1991-1996) and after (1997-2001) the implementation of the moratorium.



Fig. A1. Total catches (1000 t) of bigeye for the entire Atlantic and by main gear categories: longline, baitboat, purse seine and others surface.



Fig. A2. Estimated effective longline effort on bigeye tuna (LL BET catch / Japanese LL CPUE).



Fig. A4. Nominal effort for the purse seine fishery (except Ghana): total carrying capacity and number of fishing days.



Fig. A3. Nominal effort for the purse seine fishery: number of boats operating in the Atlantic Ocean.



Fig. A5. Nominal effort for the purse seine fishery (except Ghana): number of sets (total and on FADs).



Fig. A6. Yearly trend of the net depth reached by the French purse seines (left) and changes in the number of hooks between floats (NHBF) in the Japanese longline fishery (right).



Fig. A7. Japanese and U.S. longline indices.



Fig. A8. European purse seine fishery raw CPUE (in t per fishing day).



Fig. A9. CPUE indices (in t/days at sea) from the baitboat fisheries based in Dakar (left) and Canary Islands (right).



Fig. A10. CPUE indices (in t/days at sea) from the baitboat fisheries based in Açores (left) and in Madeira (right).



Fig. A11. Estimates of the catches from the Ghanaian fisheries: baitboat (left) and purse seine (right).



Fig. A12. Bigeye length (cm) distribution taken by the three major gears (in %): purse seine, northern baitboat and Japanese longline.



Fig. A13. Average catch-at-size for the Japanese longline fishery, 1991-2001.



Fig. A14. Length distribution of the European bigeye catches in 2001 compared to the 1996-2000 average.



Fig. A15. Bigeye average weight (kg) from the Japanese longline fishery.



Fig. A16. Bigeye average weight (kg) from the European purse seine fishery by set type.



Fig. A17. Bigeye average weight (kg) from the Ghanaian fisheries.



Fig. A18. Bigeye average weight (kg) from the Dakar-based baitboat fishery.



Fig. A19. Bigeye catches (in t) by one degree square, ranked by decreasing order during three periods: 1980-1990 (before the FAD effect was accounted for), 1991-1996 before the implementation of the moratorium, and 1997-2001 after its implementation.



Fig. A20. Catches from the European purse seine fishery in the moratorium area in 2001(November to January, shaded area, left) and before its implementation (1992-1996 average, right).



Fig. A21 a. Bigeye catches from the European purse seine fishery on FADs during the periods before (1991-1996, left) and after (1997-2001, right) the implementation of the moratorium.



Fig. A21 b. Bigeye catches from the European purse seine fishery on free schools during the periods before (1991-1996, left) and after (1997-2001, right) the implementation of the moratorium.



Fig. A21 c. Total bigeye catches from the European purse seine fishery during the periods before (1991-1996, left) and after (1997-2001, right) the implementation of the moratorium.

History of Fishery Development in Ghana and Statistical Uncertainties and Adjustments / Historique du développement de la pêcherie au Ghana et ajustements et incertitudes statistiques/ Historia del desarrollo de la pesquería en Ghana e incertidumbres estadísticas y ajustes

1. Historical development of fisheries

The tuna fishery in Ghana, started by the Japanese in the early 1960s, targeted initially skipjack, mixed with juvenile yellowfin and bigeye tuna. In the past decades, tuna fishing in Ghana has been characterised by three major changes.

Firstly, since the 1970s the baitboats dominated the landings in Ghana, unloading about 30,000 to 40,000 t yearly in Tema. (**Table B1**). Fish caught by this gear was rather small, captured only on freeswimming school including yellowfin, skipjack, bigeye and some few other species such as black Skipjack (*Euthynnus alletteratus*) and Auxis (*Auxis* spp.). A few purse-seiners operated separately, between 1975 and 1987 but their operations declined due to economic problems.

Secondly, the introduction of drifting Fish Aggregating Devices (FADs) since the early 1990s changed the fishing strategy of baitboats. Fishing free-swimming schools became a secondary activity.

Thirdly, since 1997, the re-introduction of purse seiners resulted in a method of association of baitboat and purse seine. In the meantime fishing operations on FADs continued for baitboats and purse seiners. A final change by 1999 was the introduction of the practice of transhipping at sea from small purse seiners to "carriers" (old baitboats and, later, reefers) that collect the catches and transport the frozen tuna to Tema.

These successive changes have notably improved the overall production of Ghana, which reached record levels in 1999-2001 (**Table B1**). The bigeye proportion increased regularly in catches of baitboats as shown in the multi-species sampling carried out on Ghanaian baitboats for 1984-2001, (**Figure B1**). However, because of the increasing complexity of fishing methods (BB, PS as well as BB+PS, BB+PS+Carriers), combined with-confusion with species identification, may have resulted in underestimation of the real catches of bigeye.

2. Bigeye catch estimates

The Ghanaian nominal bigeye catches reported to ICCAT for 1974-2001 (Task 1) are shown in **Table B2**. These quantities were minor prior to 1990. They increased slightly but irregularly with the introduction of FADs. However, two different other sources provide higher estimates:

- a) The percentage of bigeye derived from multi-species length sampling of baitboats, (1985-2001) then of purse seiners (1997, 2001), (**Table B3**) when applied yearly or quarterly to total catches results in a series of estimates of bigeye catches.
- b) The records of Ghanaian fishing companies, collected by Bard and Bannerman (SCRS/2001/100) and updated by recent MFRD declarations (**Table B4**).

These different parallel estimates are summarized in **Table B2** and **Figure B2**. The general picture is a substantial increase of the quantities of bigeye captured since 1990. The order of magnitude of the estimates (a) and (b) are similar, and in some years match very well; but in some others years, particularly the last ones, the differences are notable. The estimates used by the Group are displayed in the last column of **Table B2**.

3. Effort

The only estimates of effort are nominal effort, registered in days at sea for baitboats and purse seiners. Moreover these estimates are composite. They include a mixture of effort for baitboats operating either separately, or with purse seiners (and sharing the catch). For large purse seiners, the operation could be independent, but for small purse seiners it includes operations with a carrier. In any case, the use of FADs is probable. Consequently, computing effective effort would be very complex, and needs a set of very precise data, unavailable for the time being.

4. Catch rates

The catch rate of bigeye (in weight), for baitboats was computed from total catch, divided by nominal effort, affected by the yearly percentage of bigeye, on the basis of **Table B3**. The results are in **Figure B2**. The main feature is a strong and continuous increase of the CPUE of baitboats resulting probably from the improved fishing methods.

The series of purse seine CPUE is computed similarly, including effort from large purse seiners operating independently and effort from small purse seiners operating with carriers and baitboats. This series is short (1997-2001) but increasing.

5. Size of fish

The average size of bigeye sampled in baitboat and purse seine landings directly in Tema are displayed in **Figure B4**. The data series extend from 1984 to 2001 for baitboats, from 1997 to 2001 for purse seiners. The size of baitboat-caught fish is relatively small, but is larger for purse seiners. There is no clear trend in the yearly change in size. However, this observation is somewhat contradictory with the fact that landings of large size categories (e.g., GG, R1) are reported by commercial companies (**Table B4**).

6. Conclusion

The successive changes in the fishing methods that occurred in the Tema-based fleet have clearly increased the landings of bigeye, particularly in the most recent years. These changes seem due to both an increase of the nominal catch rate of baitboats and to a higher proportion of bigeye in their catches. For purse seiners the success of the mixed method with carriers seems as well to account for the high catch rate and high percentage of bigeye. The size of the bigeye has been rather stable and relatively small, although the capture of larger fish could occur, without being sampled. The current absence of effective effort estimates precludes the computation of abundance indices of young bigeye from these fisheries.

	Ghana production	Fl	ag	Gear			Fishing potential	
Year		Ghana flag	Foreign flag	BB	Large PS	Small PS+ Carriers	BB	PS
1974	36407	0	36407	36407			41	0
1975	19878	2444	17434	17434	2444		39	1
1976	28202	3643	24559	24559	3643		31	2
1977	30006	5429	24577	30006	0		42	0
1978	40983	3780	37203	40983	0		48	0
1979	44739	5576	39163	44739	0		41	0
1980	35856	7609	28248	29165	6692		35	2
1981	41166	14358	26808	34821	6345		35	8
1982	46240	28880	17361	37145	9096		38	6
1983	40029	31657	8372	34292	5737		36	5
1984	31266	29144	2123	26510	4757		27	4
1985	34657	34407	250	27341	7316		27	6
1986	34800	34800	0	30951	3849		25	5
1987	33465	33431	0	30856	2575		27	2
1988	35439	35439	0	35439	0		29	0
1989	32293	32293	0	32293	0		32	0
1990	40803	40803	0	40803	0		33	0
1991	37794	37794	0	37794	0		29	0
1992	30774	27685	3089	27685	3089		28	1
1993	36856	36856	0	36856	0		25	0
1994	36973	36973	0	36973	0		26	0
1995	33905	33905	0	33905	0		30	0
1996	37255	37255	0	33266	7019		31	2
1997	53625	53625	0	38338	9743	5544	28	5
1998	65568	65568	0	43497	12140	9931	27	6
1999	83552	83552	0	47196	25262	11095	25	8
2000	52423	52423	0	32040	10383	10000	26	9
2001	88077	88077	0	56243	31	834	26	10

Table B1. Landings of tuna in Ghana (in t), according to various categories of flag and gear. The number of tuna boats by type are indicated. Source: Bard and Bannerman (SCRS/2001/100), updated.

Year	Total catch BB	Total catch PS	Gear in operations	Ghana official Task 1	Yearly correction BB+PS	Quarterly correction of BB+PS	Commercial categories	This meeting
1973			BB	30				30
1974	36407		BB	73				73
1975	17434		BB	84				84
1976	24559		BB	170				170
1977	30006		BB	237				237
1978	40983		BB	124				124
1979	44739		BB	238				238
1980	29165	6692	BB, PS	332				332
1981	34821	6345	BB, PS	780				780
1982	37145	9096	BB, PS	791				791
1983	34292	5737	BB, PS	491				491
1984	26510	4757	BB, PS	119	1352	1262		1262
1985	27341	7316	BB, PS	78	1476	1407	953	1407
1986	30951	3849	BB, PS	187	1052	1432	0	1432
1987	30856	2575	BB, PS	290	1481	1112	200	1112
1988	35439		BB	1062	1028	1214	130	1214
1989	32293		BB	961	2002	2158	164	2158
1990	40803		BB +FAD	200	3672	5031	5032	5032
1991	37794		BB +FAD	148	3175	4090	4090	4090
1992	27685		BB +FAD		2409	2866	2866	2866
1993	36856		BB +FAD	306	4165	3577	3577	3577
1994	36973		BB +FAD	200	4622	4738	4738	4738
1995	33905		BB +FAD	39	5255	5517	5518	5517
1996	33266	7019	BB +FAD	615	4557	4182	5805	5805
1997	38338	15287	BB+PS+FAD	649	9576	7431	4854	7431
1998	43497	22071	BB+PS+FAD	4100	13450	13252	13252	13252
1999	47196	36357	BB+PS+Carrie	3682	14886	11460	3681	11460
2000	32040	20383	BB+PS+Carrie	1651	4872	5586	3302	5586
2001	56243	31834	BB+PS+Carrie	2358	10734	14095	4714	14095

Table B2. Estimates of bigeye total catch (in t) for Ghana, according to the various methods of correction.

Table B3a. BB Catch (in t), nominal effort (days at sea), and yearly % in weight of major three species in catch computed from multi-species sampling.

	BB catch	BB Nominal effort	%BET in weight	%YFT in weight	%SKJ in weight	Sampling operator
1984	26510		5.1	27.1	67.6	ORSTOM
1985	27341	5044	5.4	34.1	60.5	ORSTOM
1986	30951	4401	3.4	33.3	63.3	ORSTOM
1987	30856	4660	4.8	27	68.2	ORSTOM
1988	35439	6569	2.9	23.4	73.7	ORSTOM
1989	32293	5863	6.2	24.1	69.7	ORSTOM
1990	40803	6875	9	28.3	62.7	FRU
1991	37794	5939	8.4	25.6	66	FRU
1992	27685	4993	8.7	30.1	61.2	FRU
1993	36856	4575	11.3	30.6	58.1	FRU
1994	36973	5361	12.5	27.8	59.7	FRU
1995	33905	5464	15.5	27.9	56.6	FRU
1996	33266	6033	13.7	27.8	58.5	FRU
1997	38338	5280	17.8	25.9	56.3	MFRD
1998	43497	4298	22.6	29.1	48.3	MFRD
1999	47196	4187	13.9	31.2	55	MFRD
2000	32040	3192	5.6	35.7	58.7	MFRD
2001	56539	3206	8.5	28.8	62.7	MFRD

Table B3b. PS Catch (in t), nominal effort (days at sea), and yearly % in weight of major three species in catch computed from multi-species sampling carried out by MFRD.

Year	Total Catch	Nominal effort	%BET	%YFT	%SKJ
1997	15287	1120	18.0	29.7	52.3
1998	22071	2009	16.4	19.4	64.2
1999	36357	1827	22.9	31.0	46.1
2000	20383	1234	15.1	38.4	46.5
2001	31834	1414	18.7	50.3	31.0

Table B4. Bigeye catch (in t) by commercial categories as reported by fishing companies and summarized by Bannerman & Bard (2002), then updated by MFRD declarations. BEGG is >13.5 kg, BER1 is <13.5 and > 3.2 kg, BER2 is <3.2 and > 1.8 kg, BER3 is < 1.8 kg.

			BB		
Year	BEGG	BER1	BER2	BER3	Total
1985	0	10	860	83	953
1986	0	0	0	0	0
1987	0	0	0	200	200
1988	0	0	130	0	130
1989	0	164	0	0	164
1990	0	0	1883	3149	5032
1991	0	0	2737	1353	4090
1992	544	548	1227	547	2866
1993	0	0	3577	0	3577
1994	922	942	1893	982	4738
1995	5518	0	0	0	5518
1996	1371	1391	1420	0	4182
1997	4568	0	0	0	4568
1998	1762	1772	3136	3100	9769
1999	0	611	609	50	1270
2000	356	304	78	104	842
2001	471	327	6	32	837

	PS							
	BEGG	BER1	BER2	BER3	Total			
1996	532	540	551	0	1623			
1997	286	0	0	0	286			
1998	432	435	1314	1302	3483			
1999	0	604	602	1206	2411			
2000	1302	880	160	118	2460			
2001	2413	1465	0	0	3878			



Estimates of BET catch in Tema landings -Ghana official Task 1 Bannerman&B ħ egor This meeting 1981 1985 1985 1985 1989 Years

Figure B1. Percentage of SKJ, YFT, BET in number, in the catches of Tema baitboats as deduced from multi-species sampling carried out by ORSTOM, FRU, MFRD, years 1984-2000.

Figure B2. Comparison of estimates of bigeye total catch by Tema-based fleet.


Figure B3. Annual changes of BET CPUE, in metric tons/day, of Tema baitboats and purse seiners, with the indication of changes in fishing methods.



Figure B4. Annual changes of mean size of bigeye captured by baitboat and purse seine computed from multi-species sampling.

Appendix 6/ Appendice 6/ Apéndice 6

An Age-structured Production Model Incorporating Process Error (Essentially limited but usefully enhanced yield model)/

Modèle de production structuré par âge incorporant une erreur de procédure (Modèle de production essentiellement limité mais adéquatement amélioré)

Un modelo estructurado por edad que incorpora un error de proceso

(Modelo de rendimiento esencialmente limitado pero adecuadamente mejorado)

Model structure

The model was an age-structured forward projecting model where the model was assumed to be in a virgin state at the start of the model period.

Recruitment

Recruitment was modeled using a Beverton-Holt stock-recruitment model where the model was structured in terms of steepness (*h*) and mean recruitment R_0 in the absence of fishing. Steepness represents the proportion of the virgin recruitment that is realized at a spawning biomass level of 20% of the virgin spawning biomass (Francis, 1992).

Recruitment in time *t* is given by

$$R_t = \frac{B_{t-r}}{\alpha + \beta S_{t-r}} e^{-\varepsilon_t}$$

where the parameters α and β are,

$$\alpha = \frac{B_0}{R_0} \left(1 - \frac{h - 0.2}{0.8h} \right)$$
 and $\beta = \frac{h - 0.2}{0.8hR_0}$

and the ε_t represent annual process errors in recruitment assumed to be lognormally distributed.

Dynamics

The initial age structure is: $N_{0,a} = R_0$ for a=0 1836

$$N_{0,a} = (N_{0,a-l}) \exp(-M_{a-l})$$
 for a=1...6

$$N_{0,a} = N_{0,a-l} \exp(-M_{a-l})/(l - \exp(-M_a))$$
 for a=7

The annual abundance, before fishing (i.e., the beginning of the year) is: $N_{t,a} = R_t$ for a=0 $N_{t,a} = (N_{t-1,a-1}-C_{t,a-1}) \exp(-M_{a-1})$ for a=1...6

For the plus group it is

 $N_{t,A} = (N_{t-I,A-I} - C_{t,A-I}) \exp(-M_{A-I}) + (N_{t-I,A} - C_{t,A}) \exp(-M_A),$ where $C_{t,a}$ is the catch at age,

 $C_{t,a} = u_t \, s_{t,a} \, N_{t,a} \; ,$

where $s_{t,a}$ is the selectivity in year t for age a and u_t is the year-specific exploitation rate,

 $u_t = \frac{C_t^*}{VB_t}$ where C_t^* is the total catch in biomass and VB_t is the vulnerable biomass

$$VB_t = \sum_a N_{t,a} w_a s_{t,a}$$

Total biomass and spawning biomass are calculated

$$B_t = \sum_a N_{t,a} w_a$$
 and $S_t = \sum_a N_{t,a} w_a \phi_a$ where ϕ_a is the proportion mature at age.

Predicted values

The model was fit to a combined CPUE series from the longline fisheries. The predicted CPUE index in year t is given by:

$$I_t = q \sum_a N_{t,a} S_{t,a}^* W_a$$

where $s_{t,a}^*$ is the assumed selectivity at age for the longline fleet.

Likelihood functions and penalties

The CPUE time series was fit assuming lognormal errors. The negative log likelihood for the lognormal used for the CPUE is,

$$L_{CPUE} = \sum_{i=1}^{nobs} \log \delta + \frac{1}{2} \log 2\pi + \left(-\frac{\log(\widetilde{I}_t / I_t)}{2\delta}\right)$$

where δ is the estimated variance of the logarithm of the observed CPUE (assumed constant for all indices within a series), and \tilde{I}_t is the observed CPUE in year t.

The penalty used to constrain the process errors was

$$L_R = \sum_t \frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}.$$

The model also allowed for a prior on steepness:

$$L_{H} = \log \xi + \frac{1}{2\log \xi} + \left(\frac{\left(h - \hat{h}\right)^{2}}{2\xi}\right)$$

where ξ is the assumed variance of the prior and \hat{h} is the assumed mean.

The overall objective function that was minimized was $F = L_{CPUE} + L_H + L_R$.

Appendix 7/ Appendice 7/ Apéndice 7

Analysis of the Moratorium Effects on the Atlantic Bigeye Stock/ Analyse des effets du moratoire sur le stock de thon obèse de l'Atlantique/ Análisis de los efectos de la moratoria en el stock de patudo atlántico

During the stock assessment meeting of bigeye, the effects of the moratorium on bigeye stock, which was introduced to surface fishery on FADs in the Gulf of Guinea during November to January, were assessed. Method used was basically the same as used by the Group in 2000 and 2001.

Overall Fs and selectivities were calculated through the forward VPA assuming constant recruitment of 50 million fish and the natural mortality vector used in the tuned VPA. Partial Fs by fleet were obtained applying the partial catch-at-age to the overall F. **Figure C1** shows Fs and selectivities by age for different fleet components: European PS, NEI fleet associated to European owners, Ghana PS, Ghana BB, Dakar BB, north BB (Canary I., Azores and Madeira), LL and other fleets. Fs have been reduced for the European and associated PS fleets as well as for the north BB fleet. On the contrary, Fs for the Ghanaian fleets (PS and BB) have increased as well as the baitboat fishery in the area off Senegal. Fs of the LL fishery have been slightly increased. These changes shown in Fs are not so evident in selectivities. Apparently, the effect of the moratorium is reflected in fishing effort more than in selectivities.

The trend in fishing mortalities reflects the trend in catches. **Tables C1 to C3** show the average annual catch (a) and catch corresponding to the months of the moratorium (b) for the years when moratorium taken place (1998-2001) compared with average catches corresponding to pre-moratorium period (1993-1996) for the European and associated purse seine fleets, Ghanaian purse seine fleet and Ghanaian baitboat fleet, respectively. Regarding the fleets affected by the moratorium we can see that the important decrease (50%) in the total bigeye catch of the European and associated fleets is in some way compensated by the dramatically increase in the catch of the Ghanaian PS fleet (from less than 200 t to more than 2000 t) as well as the increase in the catch (52%) of the Ghanaian BB fleet. **Figure C2** shows the annual catches of these two groups of fleets. Table C4 shows the relative changes of longline fleet's yearly catches between before and after the introduction of the moratorium.

Yield-per-recruit and spawning biomass-per-recruit analyses were also conducted for bigeye under the different scenarios as considered in previous analyses: moratorium (current F); pre-moratorium (F corresponding to the pre-moratorium period); moratorium compliance (applying the same reduction in F of the European and associated PS to the Ghanaian PS since 1998 and Ghanaian BB since 2000); full compliance (applying the same reduction in F of the European and associated PS to the Ghanaian PS since 1998 and Ghanaian BB since 2000 and remained the F of the rest of the fleets to the premoratorium level); no moratorium (applying the 1993-1996 F value to the European and associated PS fleets).

Results were similar to those obtained in 2000 and 2001 (Figure C3). The moratorium has reduced the overall F by 5%, increased both YPR by 5% and SBPR by 12%. The moratorium compliance would reduce the overall F by 10% and increased YPR and SBPR by 10% and 24%, respectively. Finally, the full implementation of regulation would reduce the total F of bigeye by 27% and increased YPR and SBPR by 7% and 52%, respectively.

	moratori	uiii (1995-	1990) and	i uuring ui		um.				
Year*	Year* Yellowfin		Bigeye		Skipjack		Others		Total	
1993	90266		31179	-	125493		2693		249631	
1994	88061		32378		105632		3314		229385	
1995	84684		25095		99207		2713		211699	
1996	82475		25006		83928		4055		195464	
1997	68310	(-21%)	15918	(-44%)	60204	(-42%)	2848	(-11%)	147280	(-34%)
1998	73338	(-15%)	12622	(-56%)	56438	(-46%)	3496	+9%)	145894	(-34%)
1999	58672	(-32%)	15838	(-44%)	78097	(-25%)	2266	(-29%)	154873	(-30%)
2000	64321	(-26%)	14273	(-50%)	66019	(-36%)	1770	(-45%)	146383	(-34%)
2001	77598	(-10%)	14115	(-50%)	61582	(-41%)	2483	(-22%)	155778	(-30%)
Average										
1993-1996	86372		28415		103565		3194		221545	
1998-2000	65444	(-24%)	14244	(-50%)	66851	(-35%)	2511	(-21%)	149050	(-33%)
1998-2001	68482	(-21%)	14212	(-50%)	65534	(-37%)	2504	(-22%)	150732	(-32%)

Table C1a. Yearly catches (in t) of the European (French and Spanish) and NEI purse seine fleets from 1993 to 2001 and their relative changes in percentage between the years before the introduction of moratorium (1993-1996) and during the moratorium.

Table C1b. Catches (in t) made during the months of the moratorium (November, December and January) by the European (French and Spanish) and NEI purse-seine fleets from 1993 to 2001 and their relative changes in percentage between years before the introduction of the moratorium (1993-1996), and during the moratorium years.

Year*	Yellowfin		Bigeye		Skipjack		Others		Total	
1993	16105		10299		34816		341		61561	
1994	20285		9788		28677		1037		59787	
1995	21866		8971		33496		871		65204	
1996	19244		8424		32770		1501		61940	
1997	10133	(-48%)	5129	(-45%)	17773	(-45%)	1015	+8%)	34051	(-45%)
1998	10102	(-48%)	2530	(-73%)	8290	(-74%)	964	+3%)	21886	(-65%)
1999	12856	(-34%)	3885	(-59%)	7851	(-76%)	405	(-57%)	24997	(-60%)
2000	9316	(-52%)	4171	(-55%)	15815	(-51%)	271	(-71%)	29573	(-52%)
2001	14599	(-25%)	3508	(-63%)	13911	(-57%)	487	(-48%)	32505	(-48%)
Average										
1993-1996	19375		9371		32440		938		62123	
1998-2000	10758	(-44%)	3529	(-62%)	10652	(-67%)	547	(-42%)	25485	(-59%)
1998-2001	11718	(-40%)	3524	(-62%)	11467	(-65%)	532	(-43%)	27240	(-56%)
* For the year 1	997, the mo	ratorium was	applied to o	nly Novembe	r and Decen	nber.		-		

For the year 1997, the monatorial was applied to only revenuer and December.

Table C2a. Yearly catches (in t) of the purse-seine fleet of Ghana from 1996 to 2001 and their relative changes in percentages between the years before the introduction of the moratorium (1993-1996) and during the moratorium.

Year*	Yellov	vfin	Big	eye	Skipja	nck	Tota	ıl
1996	3295		135		5147		8577	
1997	7626	(+131%)	110	(-19%)	6921	(+34%)	14657	(+71%)
1998	7293	(+121%)	2130	(+1478%)	12539	(+144%)	21962	(+156%)
1999	12285	(+273%)	2411	(+1686%)	21524	(+318%)	36219	(+322%)
2000	7331	(+122%)	1230	(+811%)	11878	(+131%)	20439	(+138%)
2001	13313	(+304%)	1939	(+1336%)	16582	(+222%)	31834	(+271%)
Average								
1998-2000	8969	(+172%)	1924	(+1325%)	15314	(+198%)	26207	(+206%)
1998-2001	10055	(+205%)	1928	(+1328%)	15631	(+204%)	27613	(+222%)

Table C2b. Catches (in t) made during the months of the moratorium (November, December and January) by the purse seine fleet of Ghana from 1996 to 2001 and their relative changes in percentage between the vears before the introduction of the moratorium (1993-1996) and during the moratorium.

				()		
Year*		Yellowfin		Bigeye		Skipjack		Total
1996	814		60		1264		2138	
1997	2167	(+166%)	42	(-30%)	1141	(-10%)	3350	(+57%)
1998	2068	(+154%)	538	(+796%)	3320	(+163%)	5926	(+177%)
1999	4055	(+398%)	623	(+938%)	4914	(+289%)	9592	(+349%)
2000	994	(+22%)	592	(+887%)	1601	(+27%)	3187	(+49%)
2001	2591	(+218%)	753	(+1155%)	2476	(+96%)	5820	(+172%)
Average								
1998-2000	2372	(+191%)	584	(+874%)	3278	(+159%)	6235	(+192%)
1998-2001	2427	(+198%)	626	(+944%)	3078	(+143%)	6131	(+187%)

* The fishery started in 1996.

For the year 1997, the moratorium was applied in November and December.

Table C3a.	Yearly catches (IN t) of Ghanaian baitboat fleets from 1993 to 2001 and their relative changes in
	percentages in these catches between the years before the introduction of the moratorium (1993-
	1996) and during the moratorium.

Year*	BB Ghana		BB Dak	ar	BB Europe	
1993	38856		9240		19118	
1994	36973		10567		25697	
1995	33905		9429		27551	
1996	33266		8780		25974	
1997	38338	(+7%)	11178	(+18%)	21600	(-12%)
1998	43497	(+22%)	14747	(+55%)	20115	(-18%)
1999	47196	(+32%)	17960	(+89%)	15608	(-37%)
2000	32364	(-9%)	16688	(+76%)	6489	(-74%)
2001	56539	(+58%)	15204	(+60%)	4870	(-80%)
Average						
1993-1996	35750		9504		24585	
1998-2000	41019	(+15%)	16465	(+73%)	14071	(-43%)
1998-2001	44899	(+26%)	16150	(+70%)	11771	(-52%)

Table C3b. Catches (in t) made during the months of the moratorium (November, December and January) by different baitboat fleets from 1993 to 2001 and their relative changes between years before the introduction of the moratorium (1993-1996) and during the moratorium.

Year*	BB Ghana	!	BB Dak	ar	BB Europ	<i>pe</i>
1993	5339		2609		6165	
1994	5717		3081		6296	
1995	8251		2308		5538	
1996	11834		2007		3333	
1997	10107	(+30%)	2980	(+19%)	4068	(-24%)
1998	10177	(+31%)	2664	(+7%)	3964	(-26%)
1999	12917	(+66%)	3756	(+50%)	3053	(-43%)
2000	4723	(-39%)	3086	(+23%)	510	(-90%)
2001	12945	(+66%)	3530	(+41%)	185	(-97%)
Average						
1993-1996	7785		2501		5333	
1998-2000	9272	(+19%)	3169	(+27%)	2509	(-53%)
1998-2001	10190	(+31%)	3259	(+30%)	1928	(-64%)

* For the year 1997, the moratorium was applied only in November and December.

Table C4. Yearly catches (in t) of all longline fleets for bigeye and yellowfin tunas from 1993 to 2001 and their relative changes in percentage between years before the introduction of the moratorium (1993-1996) and during the moratorium.

Year*	Yellowfin		Bigeye		Total	
1993	14032		62871		76903	
1994	17966		78296		96262	
1995	16788		74816		91603	
1996	17304		74900		92204	
1997	14787	(-11%)	68251	(-6%)	83038	(-7%)
1998	16831	(+2%)	71825	(-1%)	88656	(-1%)
1999	19481	(+18%)	78864	(+8%)	98345	(+10%)
2000	19681	(+19%)	70377	(-3%)	90058	(+1%)
2001	18001	(+9%)	55159	(-24%)	73160	(-18%)
Average						
1993-1996	16522		72721		89243	
1998-2000	18664	(+13%)	73689	(+1%)	92353	(+3%)
1998-2001	18498	(+12%)	69056	(-5%)	87555	(-2%)



Figure C1. Fishing mortality and selectivity at age by various fishery components calculated from the forward VPA. Solid and dashed lines indicate pre-moratorium and moratorium periods, respectively.



Figure C2. Catches (in t) for the PS European and associated and Ghanaian fleets during the pre-moratorium and moratorium years.



Figure C3. Fishing mortality rate at age (a), YPR (b) and SPR (c) of bigeye in different management scenarios considered. Pre morat : F for all fleets = average of 1993-1996, Morat : F for all fleets = average F of 1998-2000, Morat compli : reduction in F for all PS in 1998-2000 and for Ghanaian BB in 2000 = F EU PS reduction, Full Compli : Morat compli + F for all others remains F in 1996, No morat : F for EU PS in 1998-2000 = average F of 1993-1996.