

**REPORT OF THE ICCAT WORKSHOP
ON THE TECHNICAL ASPECTS OF METHODOLOGIES WHICH ACCOUNT FOR
INDIVIDUAL GROWTH VARIABILITY BY AGE**

*St. Andrews Biological Station
St. Andrews, New Brunswick, Canada - July 6-10, 1993*

1. OPENING OF MEETING

The ICCAT Workshop on the Technical Aspects of Methodologies Which Account for Individual Growth Variability by Age was held from July 6 to 10, 1993, at the St. Andrews Biological Station, Department of Fisheries and Oceans, New Brunswick, at the invitation of the Government of Canada. Dr. J. M. Porter, the Coordinator of the Workshop, presided.

The meeting was formally opened by Dr. W. Watson-Wright, Director of the Biological Station. She welcomed the participants and stressed the interest that the Canada has in the ICCAT research activities and in such scientific meetings. Dr. M. Sinclair, the Director of the Biological Sciences Branch briefed the participants on the current stock assessment activities in the Region.

The Tentative Agenda, circulated prior to the meeting, was adopted with some modification and is attached as Appendix 1.

The following rapporteurs were nominated for each Agenda item:

- Item 2. J. Hoey
- Item 3. S. Turner/J. Porter
- Item 4. G. Scott
- Item 5. V. Restrepo
- Item 6. J. Porter

The List of Participants is attached as Appendix 2 and the List of Documents submitted to the Workshop is attached as Appendix 3. Appendix 4 contains details of the Workshop analyses not included in the Report. Literature citations not found in ICCAT reports are at the end of the text of the Report.

2. INTRODUCTION

Analytical stock assessments often require estimates of the age composition of the catch. The conversion of catch-at-size (CAS) to catch-at-age (CAA) in the absence of time specific information on age-at-length distributions, remains a common problem in stock assessments, including stocks under ICCAT jurisdiction. This has resulted in questions about reliability of advice provided based on results from such assessment techniques. In past studies the sensitivity of assessment advice resulting from various violations of assumptions, including errors in ageing, has been considered through simulations. There are two components to this problem; a validated age-length template (size at age) derived from hard-part analysis, and an appropriate analytical method to convert CAS to CAA. The objective of this workshop is to initiate the evaluation of the latter issue.

Mixture models which use modal analyses or other sources of size composition data to adjust age-length limits, especially for younger ages, attempt to directly incorporate overlapping age distributions into the analyses when modes are evident in available size frequency data. Where modal information is lacking, mixture models may not provide better results than the currently applied methods. In the case where modes are not evident, ICCAT stock assessments establish the CAA deterministically by fixing monthly boundaries in length frequencies based on growth curves (age slicing). This approach assumes that there is a characteristic length range for each age and that these ranges do not overlap. This assumption affects the reliability of the CAA because it smoothes differences between strong and weak year classes. Slicing in one sense can be thought of as a special case of distribution mixture methods.

Current Methods for Stocks Under ICCAT Mandate

Review documents were prepared for swordfish (SCRS/93/54), bluefin (SCRS/93/52), and yellowfin (SCRS/93/58). A previous report on estimating albacore age composition was also reviewed (Santiago 1992) along with the report of the recent Working Group to Evaluate Atlantic Yellowfin Tuna (Tenerife, June 3-9, 1993). Only north Atlantic stocks were considered for swordfish and albacore.

a) Albacore

The basic biological parameters for north Atlantic albacore were reviewed by the albacore working group in 1989. The Group recommended using a growth curve estimated by Bard (1980) from fin ray sections, because it showed the highest correlation to a curve based on mark-recapture data. Subsequently in 1990, an age structured assessment was conducted using CAA derived from age slicing on a monthly basis to surface fisheries and a quarterly basis to longline fisheries. The Workshop recommended the use of mixture models in the development of CAA from CAS.

Subsequently length frequencies distributions were reviewed and standardized CPUE's developed. MULTIFAN (a maximum likelihood mixture method) was used to convert annual CAS data to CAA. This approach identified distinct modes for young ages effectively. The last Workshop (Madrid 1992) used a plus group for ages 7 and older when ad hoc VPA was applied and a plus group for ages 11 and older when ADAPT VPA was run.

b) Bluefin tuna

West Atlantic bluefin assessments are based on growth curves developed from mark-recapture data. Modal analyses are used to separate catches of small fish for this stock. Monthly slicing is employed with annual adjustments of the year-month-age-length limits if they do not appear to appropriately separate modes identified in size frequencies. This approach is particularly important for establishing size limits for younger ages (1 to 3) for this rapidly growing species. The correspondence of the numbers of annuli and ages estimated from modal analysis have been interpreted by some as validating annuli for the ages of smaller fish. This is also corroborated by agreement between the number of annuli observed in hard parts and ages estimated from tag-recaptures of small bluefin after several years at liberty.

East Atlantic bluefin assessments which include Mediterranean catches rely on a growth curve based on fin spine readings up to age 15. This growth curve is used to establish monthly slicing limits which are not adjusted annually. Development of CAS for east Atlantic bluefin including the Mediterranean requires a large proportion of size sample substitutions. At the most recent eastern Atlantic assessment meeting the sensitivity of the results to size sample substitutions was evaluated.

c) *Swordfish*

North Atlantic swordfish assessments are based on a Gompertz growth curve fit to mark-recapture data. Von Bertalanffy growth curves for males and females were fit to anal fin spine data (Berkeley and Houde 1983, Ehrhardt 1991). The latter fits imply sexually dimorphic growth with females growing faster to a larger size than males. However, the absolute degree of dimorphism is uncertain.

Because the CAS has not been separated by sex for ICCAT assessments, composite male-female growth curves based on hard parts and mark-recapture data were developed. The mark-recapture growth curve is used to establish monthly slicing limits to convert CAS to CAA. These age-length limits are not adjusted annually because modes are not generally visible in the available size frequencies. Recent assessments have relied on sensitivity analyses and the use of a plus group (5+) to attempt to characterize and minimize potential effects of ignoring sexually dimorphic growth and other errors in assumptions. Alternative methods for developing catch-at-size have been examined for swordfish. However, to date no alternative has been demonstrated to overcome limitations in the data, specifically the absence of modes in available Atlantic size frequencies and suitable sex ratio at size information.

d) *Yellowfin tuna*

Yellowfin tuna assessments employ a growth curve with two growth phases (stanzas); slow linear growth until about 65 cm FL, followed by faster growth modelled by the von Bertalanffy equation. Cohort slicing is used to convert monthly (surface fisheries) and quarterly (longline fisheries) catch-at-size to quarterly catch-at-age. These data were recently used in VPA's under the assumption of a single Atlantic stock.

3. GROWTH AND DISPERSION IN SIZE AT AGE

Catch-at-size information from the most recent three years in the ICCAT data base for north Atlantic albacore, west Atlantic bluefin, north Atlantic swordfish and Atlantic yellowfin are shown in Figures 1 to 4. These data show varying degrees of modal separation in the catch at size.

a) *Albacore*

The growth equations derived from MULTIFAN (Table 1 and Santiago 1993) show 11 age classes. Dispersion in length-at-age increases slightly for the older age classes. Analyses of dorsal fin spines (Bard 1981) shows a faster growth rate than that calculated by MULTIFAN. During this workshop, mean lengths at recapture age were calculated for two-month periods to reduce the variability due to seasonal growth. The fish in the first mode apparent in the size distribution at release (Figure 5) were kept for the analysis. Only ages 1 to 3 are presented in the mark-recapture data. Size-at-age appears larger than that predicted by MULTIFAN fits to the catch-at-size. Table 2 shows a comparison of ages and standard deviations at different sizes for various growth models. The mark-recapture estimates of CV increase with age.

b) *Bluefin tuna*

East Atlantic

The growth rate of east Atlantic bluefin tuna used in the assessment is based on Cort (1991). Aging was based on dorsal fin rays using mean lengths at annulus formation for age 1-8 bluefin from the Bay of Biscay and mean lengths at capture by age from age 9-15 bluefin from Spanish traps.

The workshop used mark-recapture data to estimate dispersion in size at age for east Atlantic bluefin. All recaptured bluefin in the ICCAT tagging data base were used, assuming that each was actually measured at recapture. Monthly sizes at release (Figure 6) were used to define release age in months assuming a birth month of July; those sizes were the same as used in aging the catch (in July fish 33-43 cm were considered 0 months old; fish of 64-71 cm were considered 12.5 months old, and 77-91 cm were considered 24 months old). No fish larger than 91 cm at release had been recaptured, thus the maximum age at release was 2 years old and a high degree of certainty is expected. Recapture age was defined simply as release age plus time at liberty. Dispersions of lengths at recapture were estimated for ages grouped into two month intervals to obtain sample sizes 5 or more fish.

Mean lengths at ages 1 and 2 estimated from the mark-recapture data were higher than those estimated from Cort (1991), though within 1-2 standard deviations (Table 3). Standard deviations in length at age increased from about 3 cm at ages 0-1 to about 9 cm at ages 2-3, though sample sizes were small. Coefficients of variation in length at age did not show a trend with age and ranged from about 4% to about 10%. East Atlantic bluefin have lower asymptotic size and younger age at maturity than do west Atlantic bluefin (SCRS/93/52 and Table 4).

West Atlantic

West Atlantic bluefin growth rates used by the SCRS are based on Turner et al. (1991), which used mark-recapture data and information on modal length at ages 1-3 from fishery size compositions (Figure 7). A growth curve based on vertebrae has been proposed by Farber and Lee (1981), though it is not validated.

For west Atlantic bluefin estimates of dispersion in length at age were available from back-calculated lengths at age estimated from vertebrae by Farber and Lee (1981) and were calculated from mark-recapture data by the Workshop.

For the mark-recapture data, sizes at release were restricted to fish considered age 0-2 to reduce the probability of aging error. Age at release was estimated for fish for which release size was both measured or estimated. Only fish at liberty at least two months were used. Birth month was assumed to be May. Both release sizes in length and in weight were used (Figure 7). The limits used for age slicing were used to calculate release age; for instance fish released in August less than 44 cm FL and 2 kg were considered 15 months old, fish of 44-68 cm and 2-6.9 kg were considered 27 months old and 69-92 cm and 7-12.9 kg were considered 39 months old.

Dispersion of length at recapture was estimated in the smallest time intervals possible to minimize the effects of growth within the interval. Only fish for which length was measured at recapture were used. There were sufficient observations to estimate dispersion by month for younger ages and, to obtain estimates for some older ages, quarterly calculations were also made (Table 4).

In general the estimated sizes at age from the mark-recapture data, from the growth curve used by the SCRS (Turner 1991) and Farber and Lee (1981) were similar (Table 4); where differences were observed they were within 2 standard deviations. The estimates of dispersion from the mark-recapture data and vertebral aging were similar. Standard deviations increased from about 7 cm at age 2 to 10-20 cm at ages 3-5. Coefficients of variation in size at age were generally about 7%, showing little or no trend with age.

c) Swordfish

The two most credible sources of length-at-age estimates for North Atlantic swordfish arise from mark-recapture data (Anon 1989) and from age determinations from growth annuli on anal fin spines (Berkeley and Houde 1983; Ehrhardt 1991). Both sets of data suffer from a shortage of samples of larger fish. Additionally, the size at capture is often estimated in the mark-recapture data used for fitting the model. The aging of

swordfish anal fin spines has not been validated. Estimates of mean lengths-at-age from the Berkeley and Houde data set may be biased because fish were sampled only in one small area (Straits of Florida, 1977-80). However, this data set has the advantage that sex-specific growth parameters can be estimated. These estimates indicate that females grow faster and to a larger size than males (the Ehrhardt 1991 back-calculation method indicated less divergence in the mean lengths-at-age between the sexes than the Berkeley and Houde 1983 method).

The current estimates of mean length-at-age used in the ICCAT swordfish assessment process are based on fitting a Gompertz equation to the mark-recapture data (SCRS 1989). Haist and Porter (1993) estimated lengths at age from a MULTIFAN analysis of Spanish longline data for the period 1988-1990. The range in estimates of mean length-at-age in Table 5 indicate that there is considerable uncertainty regarding these estimates for some age classes of Atlantic swordfish. The mark-recapture data used for fitting the Gompertz growth curve (SCRS 1989) did not show distinct modes (Figure 8) to guide the separation of age classes. No measures of dispersion in size were made for these data.

Haist and Porter (1993) calculated the variance of lengths at age from the original Berkeley fin spine data (Berkeley and Houde 1983) using one observation per fish and fitted the von Bertalanffy growth model to these. The standard deviation of the residuals from the models are 14.7 cm for males and 14.4 cm for females. This suggests if the anal fin spine aging method is valid and accurate, the standard deviations of length at age are approximately 14 cm. From this analysis there was no indication in the pattern of residuals that the variance in the length-at-age increases with age (Figure 9). This estimate of variance is substantially greater than the MULTIFAN estimate of the standard deviations of lengths-at-age of 8 cm (Haist and Porter 1993).

d) Yellowfin tuna

A two stanza growth model (Table 6), has been developed for Atlantic yellowfin. It describes linear growth below 65 cm FL, perhaps due to confinement of juveniles to coastal waters, and above 65 cm, when growth follows the von Bertalanffy equation. Two models exist for the east Atlantic (Fonteneau 1980; Bard 1984). Bard's model is based on mark-recapture data and describes the most complete range of sizes. Growth models for Venezuelan and Brazilian fisheries are based on modal analysis of commercial size frequencies. Comparison of the size-at-age described by these models shows considerable differences among models. To date, no definitive study is available to document potential sexual dimorphism of growth by size. Estimates of the dispersion associated with size-at-age from these models were not available to the Workshop.

4. APPLICATION OF THE VARIOUS METHODS IN THE ICCAT STOCK ASSESSMENTS

a) Review of new information

Several alternative methodologies for incorporating information about size at age to derive catch-at-age used by ICCAT were discussed by the Workshop. Among the alternatives discussed were the method of Schnute and Fournier (1980), as implemented in the program MULTIFAN (Fournier and Sibert 1990); age-length keys and inverse age-length keys (SCRS/93/60, SCRS/93/55, SCRS/93/59, Gascuel 1993), and methods which utilize an embedded growth model for extracting catch-at-age from catch-at-size information as a part of the sequential population analysis procedure (SCRS/93/56 and SCRS/93/51). The Workshop noted that the SCRS Albacore Species Group has utilized the application of MULTIFAN for estimating annual catch-at-age for North Atlantic Albacore (Santiago 1992) with some success. This method has also been applied to a portion of the north Atlantic swordfish catch-at-size data (Haist and Porter 1993).

Some evaluation of the use of the inverse age-length key approach (IALK, Kimura and Chikuni 1987) has been undertaken by the SCRS Swordfish Species Group over the last several years. Further evaluations of the performance of this method with simulated data (SCRS/93/56) and with data from an Atlantic haddock stock (SCRS/93/55) for which annual age-length keys were also available, were presented to the Workshop. In

SCRS/93/55, the method was found to result in significant differences in estimated catch-at-age from that resulting from age-length keys produced from hard part analyses. In SCRS/93/56, the method was found to result in accurate estimates of catch-at-age when measurement error in the catch-at-size was low and there was little overlap in the distribution of size at age for the first 2 ages. The method degraded as the error rate in the simulated data was increased. SCRS/93/56 presented an alternative method (termed the SP-Key method) for estimating catch-at-age from the catch-at-size data. This method showed superior performance to both the age-slicing method and the Kimura-Chikuni method in terms of estimated stock size, over the range of simulations considered.

The method described in SCRS/93/51, a separable sequential population analysis utilizing an embedded growth model to estimate catch-at-age from the catch-at-size data, was based on an example application to North Atlantic swordfish, using a portion of the catch and effort information analyzed at the 1992 SCRS Swordfish Species Group assessment. The method utilizes size-specific catch and standardized CPUE from the multiple fisheries which harvest swordfish. In the example application, the catch and standardized CPUE by 5 cm lower jaw fork length intervals (LJFL) are used. The Workshop recommended to apply this method to the full data set available to the SCRS Swordfish Species Group. Analyses necessary to prepare catch-rate data from the Spanish and Japanese longline fisheries were undertaken at the meeting and are described below.

The Workshop noted that further evaluation of alternative methodologies for incorporating information about variability in size at age into estimates of catch-at-age would be needed before recommending specific alternative methods for application to the ICCAT species assessments. In order to allow evaluation of the methods proposed, the Group decided to develop procedures by which the methods available could be compared in their ability to estimate catch-at-age and/or stock size at age from length at age information, based on data sets with known characteristics. The Group recommended developing a series of simulated catch-at-size data sets, for which the appropriate underlying population dynamics were known, against which to test the available methods. The Group also recommended conducting comparative evaluations of results of the various methods to data sets from two fish stocks (Atlantic haddock and north Atlantic swordfish). At the same time, the Group recommended that the available information on the distribution of size at age for the ICCAT species groups be summarized, through literature review and additional analysis, as necessary. The results of this review are presented in Section 3 of the Report.

b) Development of size-specific CPUE

The methods which contain embedded growth models in the sequential population analysis procedure use both catch-at-size and CPUE by size for the model tuning. At the Workshop, size-specific swordfish CPUE data were compiled from the Spanish and Japanese longline data sets. These data, along with the catch-at-size by 5 cm intervals and the US CPUE data by 5 cm intervals (provided in SCRS/93/51), comprise the swordfish data set for use in model evaluation studies. The methods of calculation for the CPUE data analyses completed at the meeting are described in the **Appendix 4**.

c) Application of LLSPA Kimura model (SCRS/93/51)

At the Workshop, an application of the length-based separable sequential population analysis (LSSPA SCRS/93/51) to the North Atlantic swordfish test data set was completed. Application of the method to the other test data sets was not completed at the meeting. The Workshop recommended that the remaining test data sets be considered with this model formulation to allow evaluation of the model performance against data with known characteristics. The Workshop noted that the results of this particular application have not been thoroughly examined, nor have detailed sensitivity examinations been conducted. As such, the results could only be considered preliminary (**Appendix 4**).

d) Interpretation of size-specific sex ratios

The Workshop also considered development of a method to estimate the difference in the mortality rates between males and females when the sex ratio is skewed. This approach may provide a check on the assessment results for species such as swordfish which exhibit sexually dimorphic growth. The Workshop recommended that the method be applied to available sex ratio at size data for swordfish. A description of the method developed is presented in the **Appendix 4**.

5. EVALUATION OF MODEL PERFORMANCE

All mathematical and statistical methods used in stock assessment make assumptions which may or not be met completely. Some methods are said to be "robust" if slight, moderate or even large departures from the assumptions do not have a substantial impact on the results. Others are said to be "sensitive" when even slight departures from the assumptions being made or the presence of noise cause large changes in the results.

Many age-structured assessments (sequential population analyses, or "tuned" VPAs) used at ICCAT make use of "cohort-slicing" to convert catch-at-length distributions into catch-at-age data. This approach is generally thought of as having two major weaknesses. The first is that a smearing effect takes place, whereby a portion of the catches from large year-classes are assigned to adjacent year-classes. The effect of this in the assessment results is that the peaks and troughs in year class strength are smoothed such that the perceived inter-annual variability in recruitment is less than in reality. The second is that a disproportionate amount of mis-ageing may take place for fish near their asymptotically maximum size with respect to faster growing fish. The practical implication is that it is virtually impossible to ascertain the age of very large fish with a desirable degree of precision. As a result, many age-structured assessments at ICCAT lump together the catches of large fish into a "plus" group (e.g. ages 5 and older for North Atlantic swordfish, ages 10 and older for West Atlantic bluefin tuna). The use of a "plus" group in the assessments itself requires additional model assumptions to be made in the VPAs which may in some cases bias the results (Hiramatsu 1992).

The principle consideration which influences the performance of the methods examined at the workshop is the interaction of increment in size between ages with the degree of dispersion about the mean size-at-age, i.e. the distinctness of modes. The methods considered can also be usefully classified into three categories; a) CAS/CAA transformations using information on length at age distributions at one point in time (eg. IALK), b) CAS/CAA transformations using information on length at age distributions for a time series thereby incorporating information on relative cohort strengths (eg. MULTIFAN), and c) CAS/CAA transformations using information on length-at-age distributions for a time series embedded in a calibration of sequential population analysis with abundance indices at size thereby incorporating information on absolute cohort strengths (e.g. SP-Key, LSSPA). It was not possible to evaluate the second and third classes of models during the workshop; however, test data sets were assembled for subsequent analyses.

An analysis with IALK applied to haddock data (SCRS/93/55) demonstrated that the success of the method, in that case, was related to the interaction between change in length-at-age and length-at-age distributions which determined how clearly modes can be distinguished in the length frequency. Clark (1981) suggested that reliable estimates of catch-at-age using restricted least squares, a technique belonging to the first class of methods described above, could be obtained if the change in length was greater than two times the standard deviation. The ability of the IALK method to obtain estimates consistent with the aged distribution for the haddock data supported Clark's guideline. **Table 7** summarizes the information on change in length between ages and the standard deviation for all cases considered at the workshop (Sections 3 and 5b). Assuming that length at age distributions can be defined adequately, Clark's guideline indicates that application of an IALK could give acceptable results for several of the species listed.

Clearly, there is a need to examine the performance of length to age conversion methods which do not ignore variability in length at age. This examination should be made in terms of the robustness or sensitivity of the proposed alternatives compared to cohort-slicing. Below is a list of the main questions that should be addressed during such an examination. This list of questions is not exhaustive, but the Workshop felt that they were of primary concern. The sensitivity or robustness of the methods should be evaluated with respect to:

- A) Different types of growth characteristics. The growth characteristics of primary concern are the change in length between successive ages and the magnitude of length-at-age variation. When combined, these two factors result in catch-at-size distributions in which modal age groups either are or are not clearly distinguishable.
- B) The assumed length-at-age distributions, if it assumes any? Of particular importance are the spread and shape of the assumed distributions.
- C) Misspecification of the growth model. This may include ignoring inter-annual growth variability, using biased mean lengths at age, or ignoring sexual dimorphism in growth.
- D) To size selective mortality, if the model assumes age-based fishing mortality. Is it sensitive even when the model estimates the fishing mortality pattern?
- E) The resolution for data collection in time and size. That is, should size samples be available monthly or quarterly? Should they be collected to the nearest 5 or 10 cm?
- F) To contrast in the data in terms of year-class strength and changes in exploitation.
- G) To different levels of noise (measurement error) in the data.

The Group recognized the need to use simulated data, where the underlying processes are controlled, in order to address these issues. Four simulated data sets were generated as explained in section 5.a in order to address questions (A) and (B), which the Group felt needed to be answered first. Due to imperfect knowledge or oversimplification of underlying processes, interpretation of results from analyses with simulated data involves uncertainty about how realistic the generated population characteristics are. Accordingly two other data sets were also made available: one, for North Atlantic swordfish, contains catch at size and CPUE at size information (see section 5.d); the other is for haddock on Georges Bank, for which actual age-length keys are available (section 5.b). Application of new methods to the swordfish and haddock data should provide valuable insight about performance and sensitivity in real data situations where noise and variability are present. With simulated data, the benchmarks are the controlled population characteristics. With the haddock data the benchmarks are results obtained from age analyses using the traditional ALK methods. It should be kept in mind that sampling deficiencies and age misclassification in the ALKs would introduce errors in the results from the traditional methods. Consequently, differences in the results must be carefully examined to determine the most likely source of the problem.

a) Generation of simulated data

A series of 4 simulations were performed to generate "tuna-like" data for testing catch at length analysis procedures. The simulations were to have varying degrees of anticipated difficulty. Two types of factors were incorporated in the data simulation: high/low degree of size overlap (termed clear or blurred modes), and high/low contrast (termed high or low contrast) in the recruitment and effort data (see **Figures 10-13**). The simulation had 50 length classes, 100 to 350 cm in 5 cm steps, 10 ages and ran for 15 years.

The basic idea of the growth model, described in document SCRS/93/56, is that the number of fish at length l in year y and age a ($N_{l,a,y}$) are subject to fishing and natural mortality. The survivors and catch are

calculated from the traditional catch equation and exponential survivorship. The selectivity chosen was an exponential function of length that was truncated to form a plateau. The selectivity within the growth model is described as length by age matrix, but in this case it only varied over ages. This selectivity matrix was then multiplied by the effort series (with a q of 1.0) to define the fishing mortality for each length, age and year. The actual length-at-age distribution used is a beta function which was chosen because it has a finite range. The range is also specified for each age (see details below). The resulting average size and standard deviation of length at age in the catch over the 15 year simulation is given below. These data correspond to the high contrast series.

<i>Age</i>	<i>Mean</i>	<i>Clear modes S.D.</i>	<i>Blurred modes S.D.</i>
1	135.4	5.92	11.56
2	189.6	8.39	16.06
3	225.8	9.95	19.11
4	250.1	11.33	19.98
5	266.5	12.35	20.62
6	277.5	13.12	21.00
7	284.9	13.71	21.24
8	289.8	14.02	21.30
9	293.2	14.28	21.15
10	295.4	14.51	21.16

Note that for the older ages the difference between means is much smaller than the standard deviation at the mean, and modes are, therefore, indistinguishable.

Simulation details

The matrix of numbers of fish by age, year and length is initialized according to the specified series of recruitments. The numbers of fish by age in the first year are based on the initial recruitment, reduced by natural mortality in each age.

In the first year, the numbers of fish by age are distributed among the different length classes by directly using a beta distribution. The center of the distribution is defined by the mean length at age, given by a von Bertalanffy growth model, and the range is provided as an input parameter to the simulation. The proportion of fish falling in each length category is calculated by approximating the area under the distribution between the limits of the length class.

Once the first year of data and recruits are provided in this way, the remainder of the matrix is completed by projecting the initial numbers for any given age class using the following procedure:

- 1) The number of fish in each length class is reduced by fishing and natural mortality. The fish caught by the fishery are calculated by using the catch equation. The fishing mortality applied is assumed to be the product of a year-specific fishing mortality (for fully recruited fish) and a size-dependent selectivity factor. Therefore, for a given age where some length classes are partially recruited, the mean length of the survivors will be smaller than the original mean length.

- 2) The survivors from fishing and natural mortality going into the next age class, next year, must again be distributed among length classes, in order to account for growth. This is done by applying the beta distribution with updated parameters. The range of the distribution for each age is specified in the model. The center of this distribution is now calculated by adding the mean length of the survivors (in the length class) and the increment in length predicted by the von Bertalanffy equation for that particular age. This is done in this way in order to preserve the effect of the size selectivity.

Simulation data

mean size at age at age t : $L = 300 * (1 - \exp(-0.4 * t))$.

Weight = $0.00001 * (L)^{3.0}$.

Effort for the 15 years: 0.1 to 0.17 with annual increments of 0.005 (low contrast series); 0.1 to 0.38 with 0.02 increments (high contrast series).

Natural mortality = 0.2 (all ages, sizes, years).

Selectivity at size: $\min[1., 0.0118 \exp(0.02 * L)]$.

Numbers at age, year 1 (ages 1 to 0): 100, 81, 65, 51, 40, 31, 23, 17, 13, 9.

Numbers at age 1, all years, high contrast series: 100, 101, 500, 116, 84, 108, 79, 124, 300, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Numbers at age 1, all years, low contrast series: 100, 101, 100, 116, 84, 108, 79, 124, 100, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Beta distribution ranges at age, clear mode data: 30 cm (all ages). Blurred mode data: 60 cm for ages 1 and 2, 40 cm for all other ages.

b) Data for eastern Georges Bank haddock

For subsequent evaluation of methods, three types of data were prepared, a) abundance indices at length, b) length at age keys, and c) catch at length. All data use 2-cm length intervals.

Abundance indices at length were compiled from results of stratified random research surveys. Catch at length is recorded for each tow. The data are analyzed in accordance with the survey design and the stratified total abundance at length is derived for each year. Two sets of survey indices, USA fall and USA spring, are available covering the period 1979 to 1992 and both are related to beginning of year population abundance.

Length at age keys for quarters 2, 3 and 4 were constructed by pooling information on age at length and length frequencies sampled from the Canadian commercial fishery during 1990-92. The length at age key from SCRS 93/55 derived from the Canadian spring surveys on Georges Bank was used for quarter 1. The length at age keys by quarter were assumed to be applicable over the 1979-92 period as average length at age has not shown any persistent trends.

Samples taken from the commercial fishery were used to derive catch at length by quarter for each year during 1979-92. Examples are shown in Figures 14-17. Samples were generally pooled by month first and adjusted to landings in that month. Months were then aggregated to quarters. During some periods there is a paucity of samples and landings had to be adjusted according to samples from an adjacent period.

Results from application of the traditional ALK methods to obtain catch at age and from calibration of the aged data with ADAPT to get population numbers at age are provided as benchmarks.

When samples were absent, it was not always possible to combine available information in exactly the same way as had been done in the construction of the catch at age. Consequently, there was some discrepancy in the total catch numbers by length compared to those by age. However, visual examination of the catch at length showed that the prominent features, i.e. strong incoming year-classes, were captured. If initial investigations prove promising, it may be desirable to extract annual quarterly ALKs and apply these to the catch at length as derived here to give a completely consistent catch at age for comparison. Extraction of the annual quarterly ALKs would also permit evaluation of changes in the distribution in length at age.

c) Preliminary application of the integrated VPA-key method to simulated data

Document SCRS/93/56 presents a method in which an iterative age-length key (IALK) is used to convert catch-at-size into catch-at-age data inside a VPA tuning procedure. The idea behind the approach is that if information is available on cohort strength, it can be used for weighting length-at-age templates for coming up with age-length keys. With the simulated data in SCRS/93/56 the new method performed better than cohort slicing and Kimura-Chikuni. This method, like MULTIFAN and others, incorporates cohort-strength information. In situations where the data show continuity in cohort strength, at least for a few years, it is expected that this method will perform better than IALKs which treat each year separately.

The Group attempted to apply the method in SCRS/93/56 to the four simulated data sets of section 5.1 and contrast them to what would be obtained with cohort-slicing. The results of this comparison were not conclusive because there was not sufficient time to consider all the possible model formulations (in the VPA) that would make these comparisons fair. The Group felt that it was important to allow for thorough comparisons which could only be achieved with more time. The list below details some of the items in the model formulation that should be considered:

- The number of terminal-year parameters estimated.
- The number of age-structured indices used (for individual ages and/or multiple ages).
- The use of a "plus" group at an age when fish are near their asymptotic size (e.g. age 6 or 7 in the simulated data).
- The various possible assumptions for estimating the annual F in the last age in the VPAs.
- The error structure assumed in tuning (e.g. lognormal or normal function).

d) Swordfish Data

The swordfish data available to the Workshop included size-specific catch-at-size and catch-rate-at-size. Mid-year weight at age data (as applied in the most recent SCRS yield per recruit calculations for swordfish) are also available. As described in SCRS/93/51, the north Atlantic swordfish catch at size data used for the 1992 SCRS swordfish assessment (1978-1991) were summarized by 5 cm lower jaw fork length (LJFL) intervals for the Spanish (ESP), Japanese (JPN), and U.S. (USA) longline fisheries. Catches made by other nations and by gears other than longline were grouped. These catch data are shown in Table 1 of SCRS/93/51. These data are grouped into 50 intervals ranging from <85 cm to ≥ 330 cm by 5 cm increments. The USA size-specific standardized catch rates are presented in Table 2 of SCRS/93/51 in 33 intervals ranging from <95 cm to ≥ 250 cm by 5 cm increments for the period 1981-1991.

6. RECOMMENDATIONS FOR CONTINUED RESEARCH

- By the conclusion of the meeting, no preferred alternatives to the present methods for converting catch-at-size to catch-at-age were established and the Workshop recognizes that no one method may be appropriate for all species. The Group strongly recommends further work followed by a mid-winter meeting to review these additional analyses.
- Information on dispersion in mean lengths-at-age from albacore dorsal fin spines and yellowfin growth models should be made available to the Workshop.
- Further attention is required for yellowfin mark-recapture data. The Workshop was not sufficiently familiar with these data and therefore did not undertake the analyses.
- A sample application for the sex ratio at size evaluation (Appendix 4) should be conducted in the near future in order to assess its application to ICCAT species.
- Real fisheries data sets for species which shows clear modes in the catch-at-size and for which adequate age-length-key information exists, should be identified and submitted for further testing.
- Model tests using simulated data of known characteristics should be used to develop a diagnostic test that can be used to evaluate the method's performance with real data of unknown characteristics.
- Methods that do not make explicit assumptions about the age structure (e.g. production models) should be applied to the test data sets.
- Direct ageing of the catch via a scientifically valid sampling program is the best method for estimating the catch-at-age, especially for fish of size where there is considerable overlap in the distribution of size-a-age. For this reason the Group recommends that direct aging of the annual catch through hard-part analysis be initiated.
- The Workshop benefitted from participation in the working meeting of a number of outside experts. The Workshop recommends that the continued participation in future Workshop meetings by these outside experts be encouraged.
- Because the methods under consideration are of general application to a large number of species, the Workshop recommends that the Secretariat provide copies of the Workshop report and notification of future activities of the Workshop to ICES, FAO, NAFO, IATTC, IPHC, SPC and to other international and national scientific organizations involved in fishery stock assessment.

7. ADOPTION OF THE REPORT AND CLOSURE OF THE MEETING

The Report was reviewed and adopted.

At the adjournment of the meeting, the Participants of Workshop expressed thanks to the Canadian Government for hosting this meeting, and commended Dr. J. Porter for her convening the session very efficiently. The participants also expressed their appreciation to all the support the Workshop received by the staff of the Biological Station.

LITERATURE CITED*

- Clark, W.G. 1981. Restricted least squares estimates of age composition from length composition. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38: 297-307.
- Fournier, D.A. and J.R. Sibert. 1990. MULTIFAN. A likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 301-317.
- Garcia, S. and J. Albaret. 1977. *Cah. ORSTOM ser. Oceanogr.* 15:83-87.
- Gascuel, D. 1993 (Abstract). Une méthode simple d'ajustement des élés taille/âge: (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique Est. Submitted to *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*
- Hoening, J., P. Pepin and W. Lawing. 1990. *Fish. Bull., U.S.* 88:485-491.
- Kimura, D. and S. Chikuni. 1987. Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Paulik, G. and D. Robson. 1969. *J. Wildlife Manage.* 33:1-27.
- Sanders, M. 1987. In Pauly, D. and G. Morgan (eds.), *Length-based methods in fisheries research*. ICLARM Conf. Proc. 13: 129-136.
- Schnute, J. and D. Fournier. 1980. A new approach to length frequency analysis: growth structure. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 37: 1337-1351.

*References not found in ICCAT volumes.

JOURNEES D'ETUDE DE L'ICCAT SUR LES ASPECTS TECHNIQUES DES METHODOLOGIES SUR LA VARIABILITE DE LA CROISSANCE INDIVIDUELLE PAR AGE

*St. Andrews Biological Station
St. Andrews, N.B., Canada, 6-10 juillet 1993*

1. OUVERTURE DE LA REUNION

Les Journées d'étude de l'ICCAT se sont tenues à la Biological Station de St. Andrews, Department of Fisheries and Oceans, New Brunswick, du 6 au 10 juillet 1993, à l'invitation du Gouvernement du Canada. Le Dr. J.M. Porter, Coordinatrice, a présidé les Journées d'étude.

La réunion a été ouverte officiellement par le Dr. W. Watson-Wright, Directrice de la Biological Station. Elle a souhaité la bienvenue aux participants et a souligné l'intérêt que le Canada porte aux activités de recherche de l'ICCAT et à de telles réunions scientifiques. Le Dr. M. Sinclair, Director de la Biological Sciences Branch a brièvement décrit aux participants les activités actuelles d'évaluation de stock menées à bien dans la Région.

L'Ordre du jour, diffusé auparavant, a été adopté avec quelques modifications, et est joint en tant qu'Appendice 1.

Les rapporteurs suivants ont été désignés pour chaque point de l'Ordre du jour.

-- Point 2	J. Hoey
-- Point 3	S. Turner/J. Porter
-- Point 4	G. Scott
-- Point 5	V. Restrepo
-- Point 6	J. Porter

La Liste des Participants est jointe en tant qu'Appendice 2 et la liste des documents présentés aux Journées est jointe en tant qu'Appendice 3. L'Appendice 4 contient les détails des analyses des Journées d'étude qui ne sont pas incluses dans le Rapport. Les références bibliographiques qui ne figurent pas dans les rapports ICCAT sont citées à la fin de l'Appendice 4.

2. INTRODUCTION

L'évaluation analytique des stocks exige souvent des estimations de la structure démographique de la prise. La conversion de la prise par taille (CAS) en prise par âge (CAA), faute d'information spécifique temporelle sur les distributions d'âge par longueur, continue à être un problème commun dans l'évaluation des stocks, même dans les stocks sous juridiction de l'ICCAT. Ceci a mis en question la fiabilité d'avis fournis, basés sur les résultats de telles techniques d'évaluation. Dans les études antérieures, le degré de sensibilité des avis d'évaluation, venant de plusieurs violations d'hypothèses, y compris d'erreurs dans la détermination de l'âge, a été considéré par simulations. Il existe deux composantes à ce problème: une relation âge-longueur validée (prise par âge), tirée de l'analyse de pièces

dures, et une méthode d'analyse appropriée pour convertir CAS en CAA. L'objectif de ces Journées d'étude est de commencer l'évaluation de la dernière question.

Les modèles mixtes qui utilisent des analyses modales ou d'autres sources de données de composition par taille pour ajuster les limites d'âge-longueur, surtout les plus jeunes âges, tendent à incorporer directement dans les analyses des distributions d'âge se chevauchant, lorsque les modes sont évidents dans les données de fréquences de taille disponibles. Lorsqu'il n'existe aucune information modale, les modèles mixtes peuvent ne pas fournir de meilleurs résultats que les méthodes actuellement utilisées. Dans le cas où les modes ne sont pas évidents, les évaluations de stock ICCAT établissent la CAA de façon déterministe en fixant des limites mensuelles dans les fréquences de longueur, basées sur les courbes de croissance (méthode de séparation par âge). Cette méthode suppose qu'il existe une gamme de longueur caractéristique pour chaque âge et que ces gammes ne se chevauchent pas. Cette hypothèse a une influence sur la fiabilité de la CAA, vu qu'elle atténue les différences entre les classes annuelles fortes et faibles. Dans un sens, on peut considérer la méthode de hachoir comme étant un cas spécial de distribution des méthodes mixtes.

Méthodes actuelles utilisées pour les stocks sous le mandat de l'ICCAT

Les documents suivants ont été élaborés pour l'espadon (SCRS/93/54), le thon rouge (SCRS/93/52) et l'albacore (SCRS/93/58). Un rapport antérieur sur l'estimation de la composition par âge du germon a également été examiné (Santiago, 1992) en même temps que le rapport du récent Groupe de travail sur l'albacore (Tenerife, 3-9 juin 1993). Seuls les stocks d'espadon et de germon de l'Atlantique nord ont été pris en considération.

a) *Germon*

Les paramètres biologiques de base du germon de l'Atlantique nord ont été examinés par le Groupe de travail sur le germon en 1989. Le Groupe avait recommandé d'utiliser une courbe de croissance estimée par Bard (1980), basée sur des coupes de rayons épineux de la nageoire, étant donné qu'elle donnait la meilleure corrélation avec une courbe basée sur les données de marquage-recapture. Par conséquent, une évaluation structurée par âge a été menée à bien en 1990 en utilisant la CAA provenant de la méthode de séparation par âge sur une base mensuelle pour les pêcheries de surface et une base trimestrielle pour les pêcheries palangrières. Le Groupe de travail a recommandé l'utilisation de modèles mixtes pour développer CAA à partir de CAS.

Par la suite, les distributions de fréquences de taille ont été examinées et des CPUE standardisées ont été calculées. MULTIFAN (méthode mixte de probabilité maximum) a été utilisée pour convertir les données annuelles CAS en CAA. Cette méthode a effectivement été efficace pour identifier différents modes pour les âges des juvéniles. Les dernières Journées d'étude (Madrid, 1992) ont utilisé un groupe plus pour les âges 7 et plus avancés lorsque la VPA Ad hoc a été appliquée et un groupe plus pour les âges 11 et plus avancés lorsqu'un passage de VPA ADAPT a été effectué.

b) *Thon rouge*

L'évaluation du thon rouge de l'Atlantique ouest est basée sur les courbes de croissance élaborées à partir des données de marquage-recapture. Les analyses modales sont utilisées pour séparer les prises de petits poissons de ce stock. La méthode de hachoir mensuelle avec des ajustements annuels des limites d'année-mois-âge-longueur est utilisée lorsqu'ils ne semblent pas séparer de façon appropriée les modes identifiés dans les fréquences de taille. Cette méthode est en particulier importante pour établir les limites de taille de juvéniles (1 à 3) de cette espèce à croissance rapide. La correspondance du nombre

d'annuli et d'âges estimés à partir d'analyses modales a été interprétée par certains comme validation des annuli pour les âges de juvéniles. Ceci est également corroboré par la concordance entre le nombre d'annuli observés dans les pièces dures et les âges estimés à partir du marquage-recapture de petits thons rouges après avoir passé plusieurs années en liberté.

Les évaluations du thon rouge de l'Atlantique est, qui comprennent les prises de la Méditerranée, s'appuient sur la courbe de croissance basée sur la lecture de rayons épineux jusqu'à 15 ans d'âge. Cette courbe de croissance est utilisée pour établir les limites mensuelles de la méthode de hachoir qui ne sont pas ajustées annuellement. Pour faire le calcul de CAS du thon rouge de l'Atlantique est, y compris la Méditerranée, un grand nombre de substitutions d'échantillons de taille sont nécessaires. Lors de la dernière réunion d'évaluation du stock de l'Atlantique est, on a évalué les résultats des substitutions d'échantillons de taille.

c) *Espadon*

Les évaluations de l'espadon de l'Atlantique nord sont basées sur une courbe de croissance Gompertz ajustée aux données de marquage-recapture. Les courbes de croissance de Von Bertalanffy des mâles et des femelles ont été ajustées aux données des rayons épineux de la nageoire anale (Berkeley et Houde 1983, Ehrardt 1991). Ces derniers ajustements impliquent une croissance avec dimorphisme sexuel, les femelles ont une croissance plus rapide et une taille plus grande que les mâles. Le degré absolu de dimorphisme est toutefois incertain.

Vu que CAS n'a pas été séparée par sexe dans les évaluations de l'ICCAT, on a tracé des courbes mixtes mâle-femelle basées sur les données de pièces dures et de marquage-recapture. La courbe de croissance de marquage-recapture est utilisée pour établir des limites de méthode de hachoir mensuelle pour convertir CAS en CAA. Ces limites d'âge-longueur ne sont pas ajustées annuellement, vu qu'en général les modes ne sont pas visibles dans les fréquences de taille disponibles. Les évaluations récentes s'appuient sur les analyses de sensibilité et l'utilisation d'un groupe plus (5+) pour essayer de caractériser et de réduire au minimum les effets potentiels d'ignorer le dimorphisme sexuel dans la croissance et d'autres erreurs dans les hypothèses. D'autres méthodes pour élaborer une prise par taille de l'espadon ont été examinées. Néanmoins, jusqu'à présent aucune alternative n'a été démontrée pour surmonter les limites dans les données, surtout l'absence de modes dans les fréquences de taille disponibles dans l'Atlantique et un sex ratio adéquat suivant l'information sur la taille.

d) *Albacore*

L'évaluation de l'albacore utilise une courbe de croissance de deux phases de croissance (stanzas); une courbe linéaire lente d'environ 65 cm LF, suivie d'une courbe plus rapide modelée par l'équation von Bertalanffy. La méthode de hachoir par cohorte est utilisée pour convertir la prise par taille mensuelle (pêcheries de surface) et trimestrielle (pêcheries palangrières) en prise par âge trimestrielle. Ces données ont récemment été utilisées dans les VPA sous l'hypothèse d'un stock unique dans l'Atlantique.

3. CROISSANCE ET DISPERSION DANS LA TAILLE PAR AGE

L'information de la prise par taille des trois dernières années qui figure dans la base de données ICCAT du germon de l'Atlantique nord, du thon rouge de l'Atlantique ouest, de l'espadon de l'Atlantique nord et de l'albacore de l'Atlantique est signalée dans les Figures 1-4. Ces données indiquent des degrés variables de la séparation modale de la prise par taille.

a) *Germon*

Les équations de croissance tirées de MULTIFAN (Tableau 1 and Santiago 1993) montrent onze

classes d'âge. La dispersion dans la longueur par âge s'accroît légèrement pour les classes d'âges plus avancées. Les analyses des rayons épineux de la nageoire dorsale (Bard, 1981) indiquent un taux de croissance plus rapide que celui qui est calculé par MULTIFAN. Au cours de ces Journées, des longueurs moyennes à l'âge de recapture ont été calculées pour des périodes de deux mois pour réduire la variabilité causée par la croissance saisonnière. Les poissons du premier mode qui apparaissent dans la distribution par taille au marquage (Fig. 5) ont été gardés pour l'analyse. Seuls les âges 1 à 3 sont présentés dans les données de marquage-recapture. La prise par âge semble plus importante que celle prédite par les ajustements MULTIFAN à la prise par taille. Le Tableau 2 indique une comparaison d'âges et d'écart-type à différentes tailles pour plusieurs modèles de croissance. Les estimations du coefficient de variation du marquage-recapture augmentent avec l'âge.

b) *Thon rouge*

Atlantique est

Le taux de croissance du thon rouge de l'Atlantique est, utilisé dans l'évaluation, est basé sur Cort (1991). La détermination de l'âge a été basée sur les rayons épineux de la nageoire dorsale en utilisant les longueurs moyennes à la formation d'annulus pour les thons rouges d'âges 1-8 du golfe de Gascogne et les longueurs moyennes de la prise par taille de thons rouges d'âges 9-15 provenant des madragues espagnoles.

Le Groupe de travail a utilisé les données de marquage-recapture pour estimer la dispersion dans la taille par âge du thon rouge de l'Atlantique est. Tous les thons rouges recapturés qui figurent dans les données de marquage de l'ICCAT ont été utilisés, en supposant que chacun d'entre eux avait effectivement été mesurés lors de la recapture. Les tailles mensuelles lors du relâchage (Figure 6) ont été utilisées pour définir l'âge au relâchage en mois, en supposant juillet comme mois de naissance; ces tailles étaient les mêmes que celles utilisées dans la détermination de l'âge de la prise (en juillet, les poissons de 33-43 cm étaient considérés d'âge 0 mois); les poissons de 64-71 cm, de 12.5 mois, et ceux de 77-91 cm, de 24 mois). Aucun poisson de plus de 91 cm de longueur au relâchage n'avait été recapturé, et ainsi l'âge maximum au relâchage étant de deux ans et on s'attend à un taux élevé d'incertitude. L'âge à la recapture a été simplement défini comme âge de relâchage plus le temps passé en liberté. La dispersion des longueurs de recapture a été estimée pour les âges groupés en intervalles de deux mois pour obtenir des tailles d'échantillons de 5 poissons ou plus.

Les longueurs moyennes des âges 1 et 2, estimées à partir des données de marquage-recapture, étaient supérieures à celles estimées par Cort (1991), bien que se trouvant dans des écarts-type 1-2 (Tableau 3). Les écarts-type par âge sont passés de 3 cm à l'âge 0-1 à environ 9 cm à l'âge 2-3, bien que les tailles de l'échantillon étaient faibles. Les coefficients de la variation en longueur à un âge donné n'indiquaient pas de tendance avec l'âge et allaient de 4 à 10% environ. Le thon rouge de l'Atlantique est présente une taille asymptotique plus réduite et un âge de maturité plus jeune que le thon rouge de l'Atlantique ouest (SCRS/93/5 et Tableau 4).

Atlantique ouest

Les taux de croissance du thon rouge de l'Atlantique ouest utilisés par le SCRS sont basés sur Turner *et al.* (1991), qui utilisaient les données de marquage-recapture et l'information sur la longueur modale aux âges 1-3 à partir des compositions par taille de la pêcherie (Fig. 7). Une courbe de croissance basée sur les vertèbres a été proposée par Farber et Lee (1981), bien qu'elle ne soit pas validée.

Des estimations de dispersion de longueur par âge du thon rouge de l'Atlantique ouest étaient disponibles, provenant de longueurs par âge de rétro-calculs estimées par le Groupe de travail à partir des vertèbres de Farber et Lee (1981) et calculées à partir des données de marquage-recapture.

Pour les données de marquage-recapture, les tailles au marquage ont été limitées aux poissons estimés d'âge 0-2, de façon à réduire les probabilités d'erreurs dans la détermination de l'âge. L'âge au marquage a été estimé pour les poissons pour lesquels la taille au marquage était soit mesurée soit estimée. Seuls les poissons qui ont passé au moins deux mois en liberté ont été utilisés. On a supposé mai comme mois de naissance. Les tailles au marquage en longueur et en poids ont été utilisées (Figure 7). Les limites utilisées pour la méthode de séparation par âge ont été utilisées pour calculer l'âge au marquage; par exemple, les poissons marqués en août de moins de 44 cm LF et de 2 kg ont été considérés de 15 mois, et les poissons de 44-68 cm et 2-6.9 kg, de 27 mois, et ceux de 69-92 cm et 12.9 kg de 39 mois.

La dispersion de la longueur de recapture a été estimée dans les intervalles de temps les plus restreints possibles pour réduire au minimum les effets de croissance dans l'intervalle. Seuls les poissons dont la longueur était mesurée lors de la recapture ont été utilisés. Il s'est produit un nombre suffisant d'observations pour estimer la dispersion mensuelle des âges plus jeunes, et des calculs trimestriels ont également été faits. (Tableau 4).

En général, les tailles par âge estimées à partir des données de marquage-recapture, provenant de la courbe de croissance utilisée par le SCRS (Turner, 1991) et Farber et Lee (1981) étaient semblables (Tableau 4); lorsque l'on a observé des différences, elles se situaient dans deux écarts-type. Les estimations de dispersion à partir des données de marquage-recapture et de la détermination par âge par vertèbres étaient semblables. Les écarts-type se sont accrus d'environ 7 cm à l'âge 2 jusqu'à 10-20 cm aux âges 3-5. Les coefficients de variation de la taille par âge étaient en général d'environ 7%, indiquant peu ou aucune tendance avec l'âge.

c) *Espadon*

Les deux sources d'estimations de longueur par âge les plus vraisemblables de l'espadon de l'Atlantique nord proviennent des données de marquage-recapture (Anonyme 1989) et des déterminations de l'âge à partir des annuli de croissance sur des rayons épineux de la nageoire anale (Berkeley & Houde 1983, Ehrhardt 1991). Les deux jeux de données n'ont pas assez d'échantillons des plus gros poissons. En outre, la taille à la prise dans les données de marquage-recapture, utilisée pour ajuster le modèle, est souvent estimée. La détermination de l'âge des rayons épineux de la nageoire anale de l'espadon n'a pas encore été validée. L'estimation des longueurs moyennes par âge, provenant des données de Berkeley et Houde peuvent être biaisées, vu que les poissons ont uniquement été échantillonnés dans une seule zone restreinte (Détroit de Floride, 1977-80). Néanmoins, ce jeu de données a l'avantage que les paramètres de croissance spécifique par sexe peuvent être estimés. Ces estimations indiquent que les femelles grandissent plus rapidement, atteignant des tailles plus grandes que chez les mâles (la méthode de rétro calcul de Ehrhardt 1991 indiquait moins de divergence dans les longueurs par âge moyennes entre les sexes que la méthode de Berkeley & Houde 1983).

Les estimations actuelles de la longueur par âge moyenne utilisées dans le procédé ICCAT d'estimation de l'espadon sont basées sur l'ajustement d'une équation de Gompertz aux données de marquage-recapture (SCRS 1989). Haist et Porter (1993) ont estimé les longueurs par âge des données palangrières espagnoles de la période 1988-90 par l'analyse MULTIFAN. L'éventail des estimations de la longueur par âge moyenne du Tableau 5 indique qu'il existe une forte incertitude quant à ces estimations pour certaines classes d'âge d'espadon de l'Atlantique. Les données de marquage-recapture utilisées pour ajuster la courbe de croissance Gompertz (SCRS 1989) ne montraient pas de modes distincts (Figure 8) pour guider la séparation des classes d'âge. Aucune mesure de dispersion en taille n'a été effectuée pour ces données.

Haist et Porter (1993) ont calculé la variance des longueurs par âge à partir des données de rayons épineux d'origine de Berkeley (Berkeley et Houde 1983), en utilisant une observation par poisson et en y ajustant le modèle de croissance de von Bertalanffy. L'écart-type des résidus des modèles est de 14.7

cm pour les mâles et 14.4 cm pour les femelles. Ceci suggère que si la méthode de la détermination de l'âge des rayons épineux de la nageoire anale est valide et adéquate, les écarts-type de longueur par âge sont d'environ 14 cm. A partir de cette analyse, il n'y avait aucun indice de variance dans le schéma de résidus dans les accroissements avec l'âge de la longueur par âge (Fig. 9). Cette estimation de variance est nettement plus élevée que l'estimation de MULTIFAN des écarts-type des longueurs par âge de 8 cm (Haist et Porter 1993).

d) Albacore

Un modèle de croissance à deux phases (Tableau 6), a été élaboré pour l'albacore de l'Atlantique. Il décrit une croissance linéaire en-dessous de 65 cm LF, éventuellement due à l'agglomération de juvéniles sur la côte, et au-dessus de 65 cm, lorsque la croissance suit l'équation de von Bertalanffy. Il existe deux modèles pour l'Atlantique est (Fonteneau 1980, Bard 1984). Le modèle de Bard est basé sur les données de marquage-recapture et décrit la gamme la plus complète de tailles. Les modèles de croissance des pêcheries du Venezuela et du Brésil sont basés sur l'analyse modale des fréquences de taille commerciales. La comparaison de la prise par âge décrite par ces modèles montre des différences considérables dans les modèles. Jusqu'à présent, aucune étude définitive n'est disponible pour documenter le dimorphisme sexuel potentiel dans la croissance par taille. Les estimations de la dispersion associée avec la taille par âge de ces modèles n'étaient pas disponibles aux Journées d'étude.

4. APPLICATION DE PLUSIEURS METHODES DANS L'EVALUATION DES STOCKS DE L'ICCAT

a) Examen de nouvelles informations

Les Journées d'étude ont discuté plusieurs méthodes alternatives, utilisées par l'ICCAT, pour incorporer l'information sur la taille par âge en vue d'obtenir la prise par âge. Parmi ces alternatives, la méthode de Schnute et Fournier (1980), telle qu'appliquée dans le programme MULTIFAN (Fournier et Sibert, 1990); la clé âge-longueur et clé inverse âge-longueur (SCRS/93/60, SCRS/93/55, SCRS/93/59, Gascuel 1993), et les méthodes qui incorporent des modèles de croissance dans l'analyse pour extraire la prise par âge de l'information de la prise par taille comme formant partie de la procédure d'analyse séquentielle de la population (SCRS/93/56 et SCRS/93/51). Les Journées d'étude ont noté que le groupe d'espèces du SCRS sur le germon a utilisé MULTIFAN pour estimer la prise par âge annuel du germon de l'Atlantique nord (Santiago 1992) avec un certain succès. Cette méthode a également été appliquée à la portion des données de prise par taille de l'espadon de l'Atlantique nord (Haist et Porter 1993).

Ces dernières années, le groupe d'espèces du SCRS sur l'espadon a effectué des évaluations sur l'utilisation de la méthode de clé inverse âge-longueur (IALK Kimura et Chikuni 1987). D'autres évaluations du fonctionnement de cette méthode avec des données simulées (SCRS/93/56) et des données provenant du stock d'églefin de l'Atlantique (SCRS/93/55) pour lesquelles des clés âge-longueur étaient également disponibles, ont été présentées aux Journées d'étude. On observe dans le SCRS/93/55 que la méthode donnait d'importantes différences pour estimer la prise par âge à partir des clés âge-longueur, élaborées à partir d'analyses de pièces dures. On note dans le SCRS/93/56 que la méthode a fourni des estimations précises de la prise par âge lorsque l'erreur de mensuration dans la prise par taille était faible et qu'il se produisait un faible chevauchement dans la distribution de la prise par âge des deux premiers âges. La méthode se dégradait lorsque le taux de l'erreur des données simulées augmentait. Le SCRS/93/56 présentait une méthode alternative (dénommée la méthode clé SP) pour estimer la prise par âge à partir des données de prise par taille. Cette méthode indiquait un fonctionnement supérieur aussi bien pour la méthode de séparation par âge que pour la méthode de Kimura-Chikuni, en termes de grandeur estimée du stock, dans la gamme de simulations prises en considération.

La méthode décrite dans le SCRS/93/51, une analyse séquentielle séparable de la population

incorporant des modèles de croissance pour estimer la prise par âge à partir des données de prise par taille, se basait sur un exemple d'application à l'espadon de l'Atlantique nord, en utilisant une portion de l'information de prise et effort analysée lors du Groupe d'espèces du SCRS d'évaluation du stock d'espadon de 1992. La méthode utilise la prise spécifique de la taille et la CPUE normalisée de nombreuses pêcheries d'espadon. Dans l'exemple d'application, on utilise la prise et la CPUE normalisée par intervalles de longueur maxillaire (LJFL) de 5 cm. Les Journées d'étude ont recommandé d'appliquer cette méthode à l'ensemble du jeu de données mis à la disposition du groupe d'espèces du SCRS sur l'espadon. Des analyses nécessaires pour préparer les données du taux de capture des pêcheries palangrières espagnoles et japonaises ont été menées à bien à la réunion et sont décrites ci-après.

Les Journées d'étude ont noté qu'une évaluation plus poussée des méthodes alternatives pour incorporer dans les estimations de prise par âge, des informations sur la variabilité de la taille par âge seraient nécessaires avant de recommander des méthodes alternatives spécifiques pour l'application des évaluations ICCAT sur les espèces. Pour permettre d'évaluer les méthodes proposées, le Groupe a décidé de développer des procédures au moyen desquelles les méthodes disponibles pourraient être comparées quant à leur capacité d'estimer la prise par âge et/ou la taille du stock par âge à partir de l'information sur la longueur par âge, basée sur des jeux de données de caractéristiques connues. Le Groupe a recommandé de développer des séries de jeux de données de prise par taille, pour lesquelles on connaît la dynamique de population sous-jacente adéquate, pour les tester avec les méthodes disponibles. Le groupe a aussi recommandé de mener à bien des évaluations comparatives des résultats des différentes méthodes aux jeux de données de deux stocks de poissons (églefin de l'Atlantique et espadon de l'Atlantique nord). Le groupe a également recommandé de récapituler l'information disponible sur la distribution de la taille par âge des groupes d'espèces ICCAT, en étudiant les travaux publiés à cet égard et de mener à bien des analyses supplémentaires, selon les besoins. Les résultats de cette étude sont présentés à la Section 3 de ce rapport.

b) Elaboration d'une CPUE spécifique de la taille

Les méthodes qui incorporent des modèles de croissance dans la procédure de l'analyse séquentielle de la population utilisent aussi bien la prise par taille que la CPUE par taille pour le calibrage du modèle. Lors des Journées d'étude, les données de CPUE spécifique de la taille de l'espadon ont été compilées à partir des jeux de données de la palangre espagnole et japonaise. Ces données, avec la prise par taille d'intervalles de 5 cm et les données de CPUE des Etats-Unis par intervalles de 5 cm (fournies dans le SCRS/93/51), comprennent le jeu de données d'espadon à utiliser dans les études d'évaluation du modèle. Les méthodes de calcul utilisées pour les analyses de données de CPUE menées à bien durant la réunion, sont décrites à l'Appendice 4.

c) Application du modèle Kimura LLSPA (SCRS/93/51)

Lors des Journées d'étude, on a mené à bien une application de l'analyse séquentielle séparable de la population basée sur la longueur (LLSPA SCRS/93/51) au jeu de données de test de l'espadon de l'Atlantique nord. L'application de la méthode aux autres jeux de données de test n'a pas été effectuée lors de la réunion. Les Journées d'étude ont recommandé que le reste des jeux de données de test soient étudiés avec cette formule de modèle pour permettre d'évaluer l'accomplissement de la méthode en comparaison avec les données dont les caractéristiques sont connues. Les Journées d'étude ont noté que les résultats de cette application n'avaient pas été examinés de façon approfondie, et qu'aucune étude de sensibilité détaillée n'avait été menée à bien. Par conséquent, les résultats doivent être uniquement considérés comme préliminaires (Appendice 4).

d) Interprétation des sex-ratios spécifiques de la taille

Les Journées d'étude ont également étudié le développement d'une méthode pour estimer la différence dans les taux de mortalité entre les mâles et les femelles lorsque le sex ratio est altéré. Cette méthode peut permettre de vérifier les résultats d'évaluation des espèces telles que l'espadon qui

présentent un dimorphisme sexuel dans la croissance. Les Journées d'étude ont recommandé que cette méthode soit appliquée aux données disponibles de sex ratio par taille de l'espadon. Une description de la méthode développée est présentée à l'Appendice 4.

5. EVALUATION DU FONCTIONNEMENT DU MODELE

Toutes les méthodes mathématiques et statistiques utilisées dans l'évaluation du stock reposent sur des hypothèses qui peuvent être complètement convenables ou non. Certaines méthodes sont jugées "robustes" si de légères, modérées ou même importantes déviations de l'hypothèse n'ont pas un impact substantiel sur les résultats. D'autres sont jugées "sensibles" lorsque même de légères déviations à partir des hypothèses énoncées, ou la présence de bruit cause d'importants changements dans les résultats.

De nombreuses évaluations structurées par âge (analyse séquentielle de la population ou VPA "calibrée") utilisées à l'ICCAT ont utilisé la "méthode de hachoir-cohorte" pour convertir les distributions de la prise par longueur en données de prise par âge. Cette méthode est en général jugée présenter deux importants inconvénients. Le premier réside dans le fait qu'il se produit un effet de diffusion à cause duquel une portion des prises des grandes classes d'âge sont assignées à des classes annuelles adjacentes. Ceci répercute sur les résultats d'évaluation, entraînant que les valeurs maximum et les creux de la classe annuelle soient lissés de telle façon que la variabilité interannuelle perçue dans le recrutement est moindre que celle qui se produit en réalité. Le second, est qu'il pourrait se produire une quantité disproportionnée d'erreur dans la détermination de l'âge pour les poissons qui se trouvent près de leur taille maximum asymptotique par rapport aux poissons à croissance plus rapide. Le résultat pratique est qu'il est virtuellement impossible de s'assurer de l'âge des très gros poissons avec le degré de précision que l'on souhaiterait. Par conséquent, de nombreuses évaluations structurées par âge à l'ICCAT ont regroupé les prises de gros poissons dans un groupe "plus" (par ex. âges 5 et plus pour l'espadon de l'Atlantique nord, âges 10 et plus pour le thon rouge de l'Atlantique ouest). L'utilisation d'un groupe "plus" dans les évaluations exige que des hypothèses supplémentaires du modèle soient effectuées dans les VPAs qui peuvent, dans certains cas, biaiser les résultats (Hiramatsu 1992).

La principale considération qui influe sur le fonctionnement des méthodes étudiées lors des Journées d'étude est l'interaction de l'accroissement des tailles entre les âges avec le degré de dispersion de la taille par âge moyenne, à savoir, la netteté des modes. Les méthodes prises en considération peuvent également être classées en trois catégories; (1) transformations CAS/CAA en utilisant l'information sur les distributions de longueur par âge à un point déterminé dans le temps (par ex. IALK), b) transformations CAS/CAA en utilisant l'information sur les distributions de longueur par âge pour une série temporelle, et par ce moyen, en incorporant l'information sur la force relative des cohortes (par ex. MULTIFAN), et c) transformations CAS/CAA en utilisant l'information sur les distributions de longueur par âge pour une série temporelle incorporée dans une calibration d'analyse séquentielle de la population avec des indices d'abondance par taille et, de cette façon là, en incorporant l'information sur la force absolue des cohortes (par ex. SP-Clé, LSSPA). Lors des Journées d'étude, il a été impossible d'évaluer les deuxième et troisième classes des modèles. Néanmoins, des jeux de données test ont été rassemblés pour des analyses ultérieures.

Une analyse avec IALK appliquée aux données d'églefin (SCRS/93/55) a démontré que dans ce cas, le succès de la méthode était lié à l'interaction entre le changement dans les longueurs par âge et les distributions de longueur par âge qui déterminaient clairement la façon dont les modes peuvent être distingués dans la fréquence de longueur. Clark (1981) suggérerait que les estimations fiables de prise par âge utilisant les moindres carrés restreints, technique qui appartient à la première classe des méthodes décrites ci-dessus, pouvaient être obtenues si le changement de longueur était supérieur de deux fois l'écart-type. La capacité de la méthode IALK pour obtenir des estimations cohérentes avec la distribution par âge des données d'églefin appuyaient la ligne directrice de Clark. Le Tableau 7 récapitule l'information sur le changement de longueur entre les âges et l'écart-type de tous les cas pris en

considération par les Journées d'étude (Sections 3 et 5b). En supposant que la longueur des distributions par âge soient définie de façon adéquate, la ligne directrice de Clark indique que l'application d'un IALK pourrait donner des résultats acceptables pour plusieurs des espèces énumérées.

Il est évident qu'il est nécessaire d'examiner le fonctionnement des méthodes de conversion de longueur par âge qui n'ignorent pas la variabilité en longueur par âge. L'examen devrait être effectué en termes de robustesse ou de sensibilité des alternatives proposées, comparées à la méthode de hachoir-cohorte. Les principales questions à tenir compte lors d'un examen de ce genre sont énumérées ci-après. Cette liste n'est pas exhaustive mais les Journées d'étude estiment qu'elles sont primordiales. Il conviendrait d'évaluer la sensibilité ou la robustesse des méthodes quant aux

- (A) Différents types de caractéristiques de croissance. Les caractéristiques de croissance d'ordre prioritaire sont le changement de longueur entre les âges successifs et l'ampleur de la variation de la longueur par âge. Lorsqu'ils sont combinés, ces deux facteurs donnent des distributions de prise par taille dans lesquelles on peut clairement ou non distinguer les groupes d'âge modales.
- (B) Les distributions de longueur par âge postulées, si on en postule une? La dispersion et la forme des distributions postulées sont d'une importance particulière.
- (C) La spécification erronée du modèle de croissance. Ceci peut comprendre le fait d'ignorer la variabilité interannuelle de la croissance, en utilisant des moyennes de longueur par âge biaisées, ou ne pas tenir compte du dimorphisme sexuel dans la croissance.
- (D) L'estimation de la mortalité sélective, si le modèle postule une mortalité par pêche basée sur l'âge. Est-elle sensible même lorsque le modèle estime le schéma de la mortalité par pêche?
- (E) La résolution pour la collecte temporelle des données et par taille. C'est-à-dire, les échantillons par taille devront-ils être disponibles mensuellement ou trimestriellement? Devraient-ils être rassemblés à 5 ou 10 cm près?
- (F) Contraster les données de la force des classes annuelles et les changements dans l'exploitation.
- (G) Les différents niveaux de bruit (erreur de mensuration) dans les données.

Le Groupe a estimé que pour aborder ces questions il était nécessaire d'utiliser les données simulées, lorsque les processus sous-jacents sont contrôlés. Pour aborder les questions (A) et (B), que le Groupe a jugé qu'il convenait d'y répondre de façon prioritaire, quatre jeux de données simulées ont été élaborés, tel qu'il est expliqué dans la section 5.a. Vu le manque de connaissances ou la simplification exagérée des processus sous-jacents, l'interprétation des résultats à partir des analyses avec des données simulées présente une incertitude sur le réalisme des caractéristiques générées de la population. Deux autres jeux de données ont donc également été obtenus: l'un pour l'espadon de l'Atlantique nord, qui contient l'information sur la prise par taille et la CPUE par taille (voir section 5.d); et l'autre est celui de l'églefin du Georges Bank, pour lequel on dispose de clés réelles âge-longueur (section 5.b). L'application de nouvelles méthodes aux données d'espadon et d'églefin devraient fournir un important aperçu du fonctionnement et de la sensibilité des situations réelles de données où le bruit et la variabilité sont présents. Avec les données simulées, les éléments de référence sont les caractéristiques contrôlées de population. Avec les données sur l'églefin, les éléments de référence sont les résultats obtenus à partir des analyses sur l'âge en utilisant les méthodes traditionnelles ALK. Il convient de tenir compte que l'insuffisance d'échantillonnage et la classification erronée de l'âge dans ALK entraînerait des erreurs dans les résultats venant des méthodes traditionnelles. Par conséquent, il convient d'examiner avec attention

les différences dans les résultats pour déterminer la source la plus probable du problème.

a) *Elaboration de données simulées*

Une série de quatre simulations ont été exécutées pour élaborer des données "à la manière des thonidés" pour tester les procédures d'analyse de prise par longueur. Les simulations présentaient différents degrés de difficultés anticipées. Deux types de facteurs ont été incorporés dans la simulation des données: degré élevé/faible du chevauchement de la taille (modes appelés clairs ou diffus), et contraste fort/faible (appelé contraste fort ou faible) dans le recrutement et les données de l'effort (voir Figures 10-13). La simulation contenait 50 classes de longueur, de 100 à 350 cm dans des intervalles de 5 cm, 10 âges et s'étendait pendant 15 ans.

L'idée de base du modèle de croissance, décrit dans le document SCRS/93/56, est que le nombre de poissons de longueur l de l'année y et d'âge a ($N_{l,a,y}$) sont sujets à la mortalité par pêche et naturelle. Les survivants et la prise sont calculés à partir de l'équation traditionnelle de la prise et le taux exponentiel de survie. La sélectivité choisie était une fonction exponentielle de la longueur qui a été tronquée pour former un plateau. La sélectivité dans le modèle de croissance est décrite comme matrice de longueur par âge, mais dans ce cas, variait uniquement entre les âges. Cette matrice de sélectivité a ensuite été multipliée par les séries d'effort (avec q de 1.0) pour définir la mortalité par pêche de chaque longueur, âge et année. La distribution réelle de longueur par âge utilisée est une fonction beta, choisie à cause de sa gamme finie. L'amplitude est aussi spécifiée pour chaque âge (voir détails ci-après). La taille moyenne qui en découle et l'écart-type de longueur par âge de la prise pendant les 15 ans de simulation est donnée ci-après. Ces données correspondent à la série de fort contraste.

<i>Age</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Modes clairs S.D.</i>	<i>Modes diffus S.D.</i>
1	135.4	5.92	11.56
2	189.6	8.39	16.06
3	225.8	9.95	19.11
4	250.1	11.33	19.98
5	266.5	12.35	20.62
6	277.5	13.12	21.00
7	284.9	13.71	21.24
8.	289.8	14.02	21.30
9.	293.2	14.28	21.15
10.	295.4	14.51	21.16

Veuillez noter que la différence entre les moyennes des âges plus avancés est plus petite que l'écart-type à la moyenne, et que l'on ne peut donc pas discerner les modes.

Détails de simulation

La matrice du nombre de poissons par âge, année et longueur, est initiée selon la série spécifiée des recrutements. Le nombre de poissons par âge de la première année est basé sur le recrutement de départ, réduit par la mortalité naturelle de chaque âge.

La première année, le nombre de poissons par âge est distribué entre les classes différentes de

longueur en utilisant directement une distribution beta. Le centre de la distribution est défini par la longueur par âge moyenne, donnée par un modèle de croissance von Bertalanffy, et la gamme est fournie comme paramètre input dans la simulation. La proportion de poissons appartenant à chaque catégorie de longueur est calculée en évaluant approximativement l'aire sous la distribution entre les limites de la classe de longueur.

Une fois que la première année des données et des recrutements est obtenue de cette façon là, le reste de la matrice est complété en projetant le nombre initial de toute classe d'âge donnée en utilisant la procédure suivante:

- 1) Le nombre de poissons dans chaque classe de longueur est réduit par la mortalité par pêche et naturelle. Les poissons capturés par la pêche sont calculés en utilisant l'équation de capture. La mortalité par pêche appliquée est postulée être le produit d'une mortalité par pêche spécifique de l'année (pour le poisson entièrement recruté) et un facteur de sélectivité dépendant de la taille. Pour un âge donné, où des classes de longueur sont recrutées partiellement, la longueur moyenne des survivants sera donc inférieure à la longueur moyenne d'origine.
- 2) Les survivants de la pêche et de la mortalité naturelle qui vont entrer dans la classe d'âge suivante, l'année prochaine, doivent être distribués à nouveau dans les classes de longueur pour calculer la croissance. Ceci est effectué en appliquant la distribution beta avec les paramètres mis en jour. La gamme de la distribution de chaque âge est spécifié dans le modèle. Le centre de cette distribution est alors calculé en ajoutant la longueur moyenne des survivants (dans la classe de longueur) et l'accroissement de longueur prédit par l'équation de von Bertalanffy de cet âge en particulier. Ceci est effectué ainsi pour préserver l'effet de sélectivité de taille.

Données de simulation

taille moyenne par âge à l'âge t : $L = 300 * (1 - \exp(-0.4 * t))$.

Poids = $0.00001 * (L)^{3.0}$.

Effort pour les 15 ans: 0.1 à 0.17 avec accroissements annuels de 0.005 (série à faible contraste); 0.1 à 0.38 avec 0.02 accroissements (série à fort contraste).

Mortalité naturelle = 0.2 (tous âges, tailles, années).

Sélectivité par taille: $\min [1., 0.0118 \exp(0.02 * L)]$.

Nombre par âge, année 1 (âges 1 à 0) 100, 81, 65, 51, 40, 31, 23, 17, 13, 9.

Nombre à âge 1, toutes années, série fort contraste: 100, 101, 500.

116, 84, 108, 79, 124, 300, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Nombre à âge 1, toutes années, série à faible contraste:

100, 101, 100, 116, 84, 108, 79, 124, 100, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Distribution beta s'alligne par âge, mode de données clair: 30 cm

(tous âges). Données mode diffus: 60 cm pour âges 1 et 2, 40 cm pour tous les autres âges.

b) Données d'églefin à l'est de Georges Bank

Trois types de données ont été préparés pour l'évaluation ultérieure des méthodes, a) indices d'abondance par longueur, b) clés longueur par âge, et c) prise par longueur. Toutes les données utilisent des intervalles de longueur de 2 cm.

Les indices d'abondance par longueur ont été compilés à partir des résultats de prospections de recherche aléatoires stratifiées. La prise par longueur est enregistrée pour chaque lancer. Les données

sont analysées en tenant compte de l'envergure de la prospection et l'abondance globale stratifiée par longueur est calculée pour chaque année. Deux jeux d'indices de prospection, automne Etats-Unis et printemps Etats-Unis, sont disponibles, couvrant la période 1979-92 et sont reliés à l'abondance du début de la population annuelle.

Des clés de longueur par âge des trimestres 2, 3 et 4 ont été élaborées en regroupant l'information sur l'âge par longueur et les fréquences de longueur échantillonnées à partir de la pêche commerciale canadienne durant 1990-92. La clé de longueur par âge du SCRS/93/55, tirée des prospections menées à bien au printemps sur le Georges Bank, Canada, a été utilisée pour le trimestre 1. Les clés de longueur par âge par trimestre ont été supposées être applicables pour la période 1979-92 vu que la longueur moyenne par âge n'a pas montré de tendances persistantes.

Les échantillons de la pêche commerciale ont été utilisés pour calculer la prise par longueur par trimestre de chaque année de la période 1979-92. Les exemples sont indiqués sur les Figures 14-17. Les échantillons ont en général été premièrement regroupés par mois et ajustés aux débarquements de ce mois. Les mois ont ensuite été ajoutés aux trimestres. Pendant certaines périodes, il y a un nombre insuffisant d'échantillons et les débarquements ont dû être ajustés selon les échantillons provenant d'une période adjacente.

Les résultats de l'application des méthodes traditionnelles ALK pour obtenir la prise par âge et la calibration des données par âge avec ADAPT sont fournis comme tests pour obtenir le nombre de population par âge.

Lorsque il n'y avait pas d'échantillons, il n'a pas été possible de combiner l'information disponible de la même façon que ce qui a été fait dans l'élaboration de la prise par âge. Par conséquent, il y avait des divergences dans le nombre total de la prise par longueur comparé à celui par âge. Néanmoins, un examen visuel de la prise par longueur montrait que les traits saillants, à savoir les fortes classes annuelles avaient été captées. Si les premières recherches semblent prometteuses, il peut s'avérer souhaitable d'extraire des ALK trimestriels et de les appliquer à la prise par longueur tel que calculée ici pour donner une prise par âge totalement cohérente pour comparaison. L'extraction trimestrielle de ALK annuels permettrait également d'évaluer les changements dans la distribution de la longueur par âge.

c) *Application préliminaire de la méthode clé VPA intégrée
à des données simulées*

Le Document SCRS/93/56 présente une méthode dans laquelle une clé itérative âge-longueur (IALK) est utilisée pour convertir la prise par taille en données de prise par âge dans l'ajustement de VPA. L'idée qui est derrière la méthode est que si l'information est disponible sur les effectifs de la cohorte, on peut l'utiliser pour pondérer les matrices de longueur par âge de façon à obtenir des clés âge longueur. Avec les données simulées figurant dans le SCRS/93/56, la nouvelle méthode fonctionne mieux que la méthode de hachoir-cohorte et celle de Chikuni-Kimura. Cette méthode, comme MULTIFAN et autres, incorpore l'information des effectifs de la cohorte. Dans des situations où les données indiquent une continuité dans les effectifs de la cohorte, du moins pour quelques années, on s'attend à ce que cette méthode fonctionne mieux que les IALK qui traitent chaque année séparément.

Le Groupe a essayé d'appliquer la méthode du SCRS/93/56 aux quatre jeux de données simulés de la section 5.1 et de les contraster avec les résultats de la méthode de hachoir de la cohorte. Les résultats de cette comparaison n'ont pas été concluants vu le manque de temps pour prendre en considération toutes les formules de modèles possibles (dans les VPA) pour que ces comparaisons soient impartiales. Le Groupe considère qu'il est important d'effectuer des comparaisons détaillées qui pourraient uniquement être menées à bien avec plus de temps. La liste ci-après donne le détail de certains des points dans la formulation du modèle qui devraient être prises en considération:

- Nombre de paramètres estimés de l'année terminale.
- Nombre d'indices structurés par âge utilisés (pour les âges individuels et/ou âges multiples).
- Utilisation d'un groupe "plus" à un âge où les poissons sont près de leur taille asymptotique (par ex. l'âge 6 ou 7 dans les données simulées).
- Les plusieurs hypothèses éventuelles pour estimer F annuel du dernier âge dans la VPA.
- L'erreur de structure postulée dans le calibrage (par ex. fonction lognormale ou normale).

d) Données sur l'espadon

Les données sur l'espadon disponibles aux Journées d'étude comprenaient la prise par taille spécifique de la taille et le taux de prise par taille. Les données du poids par âge du milieu de l'année (telles qu'appliquées dans les récents calculs du SCRS de production par recrue de l'espadon) sont aussi disponibles. Les données de prise par taille de l'espadon de l'Atlantique nord, telles que décrites dans le SCRS/93/51, et utilisées dans l'évaluation de l'espadon du SCRS de 1992 (1978-91) ont été récapitulées par intervalles de longueur maxillaire de 5 cm (LJFL) pour les pêcheries palangrières espagnole (ESP), japonaise (JPN) et américaine (Etats-Unis). Les prises effectuées par d'autres pays et par des engins autres que la palangre ont été groupées. Ces données de prise sont indiquées au **Tableau 1** du SCRS/93/51. Elles sont groupées en 50 intervalles, allant de <85 cm à > 330 cm par accroissements de 5cm. Les taux de capture standardisés des Etats-Unis, spécifiques de la taille, sont indiqués au **Tableau 2** du SCRS/93/51 dans 33 intervalles allant de <95 cm à > 250 cm par accroissements de 5 cm pour la période 1981-91.

6. RECOMMANDATIONS POUR LA POURSUITE DE LA RECHERCHE

-- A la clôture de la réunion, aucune alternative préférée des méthodes actuelles pour convertir la prise par taille en prise par âge n'a été établie et les Journées d'étude ont constaté qu'aucune méthode ne pouvait être appliquée à toutes les espèces. Le groupe a fortement recommandé que des travaux continuent à être menés à bien, suivis d'une réunion à la mi hiver pour examiner ces analyses supplémentaires.

-- Que l'information sur la dispersion des longueurs par âge moyennes provenant des épines des nageoires dorsales du germon et des modèles de croissance de l'albacore soit mise à la disposition des Journées d'étude.

-- Il est recommandé de suivre de près les données de marquage-recapture de l'albacore. Les Journées d'étude ne connaissaient pas assez bien ces données et ne les ont donc pas analysées.

-- Dans l'avenir, il conviendra de mener à bien l'utilisation d'échantillons pour obtenir le sex ratio par taille (**Appendice 4**) pour permettre d'évaluer son application aux espèces de l'ICCAT.

-- Des jeux de pêcheries réelles par espèce qui montrent des modes clairs dans la prise par taille et pour lesquelles il existe une information de la clé âge-longueur devra être identifiée et présentée pour des tests ultérieurs.

-- Des modèles prenant les données simulées de caractéristiques connues devraient être utilisés pour développer des tests de diagnostic qui peuvent être appliqués pour évaluer le fonctionnement de la méthode avec les données réelles de caractéristiques non connues.

-- Des méthodes qui ne posent pas d'hypothèses explicites sur la structure par âge (par ex. les modèles de production) devraient être appliqués aux jeux de tests de données.

-- La détermination de l'âge directe de la prise via un programme d'échantillonnage

scientifiquement valable est la meilleure méthode pour estimer la prise par âge, surtout pour les poissons de taille pour lesquels il existe un chevauchement considérable dans la distribution de la taille par âge. Pour cela, le groupe recommande que la détermination de l'âge directe de la prise annuelle soit menée à bien par le biais d'analyses de pièces dures.

-- Les Journées d'étude ont bénéficié de la participation d'un nombre d'experts du dehors lors de la réunion de travail. Elles recommandent que dans l'avenir, la participation de ces experts soit encouragée.

-- Vu que les méthodes étudiées peuvent en général être appliquées à un grand nombre d'espèces, les Journées d'étude recommande au Secrétariat de fournir des copies du rapport de ces Journées et fassent part de ses futures activités au CIEM, FAO, NAFO, IATTC, IPHC, SPC et autres organisations scientifiques internationales et nationales intéressées dans l'évaluation des stocks des pêcheries.

7. ADOPTION DU RAPPORT ET CLOTURE DE LA REUNION

Le rapport a été examiné et adopté.

Lors de la clôture de la réunion, les Journées d'étude ont remercié le Gouvernement du Canada d'avoir accueilli la réunion et ont félicité le Dr. J. Porter d'avoir si bien présidé la session et ont apprécié toute l'aide que leur avait fournie le personnel de la Biological Station.

BIBLIOGRAPHIE CITEE*

- Clark, W.G. 1981. Restricted least squares estimates of age composition from length composition. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38: 297-307.
- Fournier, D.A. and J.R. SILBERT. 1990. MULTIFAN. A likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 301-317.
- García, S. et J. Albaret. 1977. *Cah. ORSTOM ser. Oceanogr.* 15: 83-87.
- Gascuel, D. 1993 (Résumé). Une méthode simple d'ajustement des clés taille/âge: (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique est. Envoyé à *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*
- Hoenig, J., P. Pepin and W. Lawing. 1990. *Fish. Bull., U.S.* 88: 485-491.
- Kimura, D. and S. Chikuni. 1987. Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. *Biometrics* 43: 23-35.
- Paulik, G. and D. Robson. 1969. *J. Wildlife Manage.* 33: 1-27.
- Sanders, M. 1987. in Pauly, D. and G. Morgan (eds.), *Length-based methods in fisheries research. ICLARM Conf. Proc.* 13, pp. 129-136.
- Schnute, J. and D. Fournier, 1980. A new approach to length frequency analysis: growth structure. *J. Fish. Res. Bd. Can.* 37: 1337-1351.

* Références ne figurant pas dans les volumes de l'ICCAT.

JORNADAS DE TRABAJO ICCAT SOBRE ASPECTOS TECNICOS DE LAS METODOLOGIAS QUE EXPLICAN LA VARIABILIDAD DEL CRECIMIENTO INDIVIDUAL POR EDAD

Estación Biológica de St. Andrews, New Brunswick, Canadá, 6-10 de julio de 1993

1. APERTURA DE LA REUNION

Las Jornadas de Trabajo ICCAT tuvieron lugar en la Estación Biológica de St. Andrews, del "Department of Fisheries and Oceans", New Brunswick, Canadá, los días 6 a 10 de julio de 1993, por invitación del Gobierno de Canadá. Fueron presididas por la Dra. J.M. Porter, Coordinadora de dichas Jornadas.

La reunión fue inaugurada por la Dra. W. Watson-Wright, Directora de la Estación Biológica, quien dio la bienvenida a los participantes y puso de relieve el interés que Canadá presta a las actividades de investigación de ICCAT, así como a las reuniones científicas al estilo de la que se iniciaba. El Dr. M. Sinclair, Director de la "Biological Sciences Branch", informó a los participantes sobre las actividades en curso en la región, en materia de evaluación de stocks.

Se aprobó el Orden del día provisional, que había sido enviado con anterioridad, con algunas modificaciones. Se adjunta como **Apéndice 1**.

Como relatores de los distintos puntos del Orden del día se nombró a los siguientes científicos:

- Punto 2	J. Hoey
- Punto 3	S. Turner/J. Porter
- Punto 4	G. Scott
- Punto 5	V. Restrepo
- Punto 6	J. Porter

La Lista de Participantes se adjunta como **Apéndice 2** y la Lista de Documentos presentados a las Jornadas, como **Apéndice 3**. El **Apéndice 4** contiene detalles de los análisis llevados a cabo en el curso de las Jornadas que no están incluidos en el Informe. Las citas bibliográficas que no figuran en los informes ICCAT, se presentan al final del **Apéndice 4**.

2. INTRODUCCION

Con frecuencia, las evaluaciones analíticas de stocks requieren estimaciones de la composición por edad de la captura. La conversión de captura por talla (CAS) en captura por edad (CAA), a falta de información temporal concreta sobre distribuciones de edad por talla, sigue siendo un problema común en las evaluaciones de stocks, incluyendo aquellos que son competencia de ICCAT. Como resultado, se cuestiona la fiabilidad del asesoramiento que se facilita, basado en los resultados de estas técnicas de evaluación. En estudios llevados a cabo en el pasado, se ha estudiado por medio de simulaciones, la sensibilidad de los métodos de evaluación resultantes de infringir los supuestos, incluyendo errores en la

determinación de la edad. Este problema presenta dos componentes: una matriz convalidada de edad-talla (talla por edad) derivada de análisis de partes duras, y un método analítico adecuado para convertir CAS en CAA. El objetivo de estas Jornadas es iniciar la evaluación de esta última cuestión.

Los modelos de ajuste de mezcla de distribuciones (modelos mixtos) que usan análisis modales u otras fuentes de datos de composición por tallas para ajustar los límites de edad-talla, especialmente en el caso de los peces de edades más jóvenes, intentan incorporar directamente a los análisis las distribuciones por edad solapadas, cuando las modas son evidentes en los datos disponibles de frecuencias de tallas. En el caso de no contar con información modal, los modelos mixtos podrían no rendir mejores resultados que los modelos que actualmente se aplican. Cuando las modas no son evidentes, las evaluaciones ICCAT de stock establecen la CAA de forma determinista, fijando límites mensuales en las frecuencias de talla basadas en curvas de crecimiento (separación de edades). Este enfoque presupone una gama de tallas característica para cada edad y que estas gamas no están solapadas. Este supuesto afecta a la fiabilidad de la CAA, ya que suaviza las diferencias entre clases anuales fuertes y débiles. En cierto modo, se puede considerar el método de separación de edades como un caso especial dentro de los métodos mixtos de distribución.

Métodos actuales utilizados para stocks que son competencia de ICCAT

Se prepararon documentos referentes al pez espada (SCRS/93/54), atún rojo (SCRS/93/52) y rabil (SCRS/93/58). Se examinó también un informe anterior sobre estimación de la composición por edad del atún blanco (Santiago 1992), junto con el informe del Grupo de Trabajo sobre Rabil celebrado recientemente (Tenerife, 3-9 junio 1993). En el caso del pez espada y el atún blanco sólo se consideraron los stocks del Atlántico norte.

a. Atún blanco

Los parámetros biológicos básicos para el atún blanco del Atlántico norte habían sido examinados en 1989 por el Grupo de Trabajo sobre Atún Blanco. El Grupo recomendó que se aplicase una curva de crecimiento estimada por Bard (1980) basada en cortes de espinas de aletas, ya que presentaba la mejor correlación con una curva basada en datos de marcado y recaptura. Posteriormente, en 1990, se llevó a cabo una evaluación del stock aplicando un modelo analítico usando una CAA, derivada del método de separación de edades y en base mensual para las pesquerías de superficie y trimestral para las pesquerías de palangre. El Grupo recomendó el uso de modelos mixtos para obtener CAA partiendo de CAS.

A continuación se examinaron las distribuciones de frecuencias de tallas y se obtuvieron CPUEs normalizadas. Se aplicó el MULTIFAN (un método mixto de probabilidad máxima) para convertir los datos anuales de CAS en CAA. Este enfoque resultaba eficaz para identificar modas diferenciadas para las edades jóvenes. En las últimas Jornadas de Trabajo (Madrid, 1992) se usó un grupo plus para las edades 11 y más cuando se aplicó el VPA Ad Hoc, y un grupo plus para las edades 11 y más cuando se aplicó el ADAPT VPA.

b. Atún rojo

Las evaluaciones del atún rojo del Atlántico oeste se basan en curvas de crecimiento obtenidas en base a datos de marcado y recaptura. Los análisis modales se emplean para separar las capturas de peces pequeños de este stock. Se emplea el método de cortes mensuales con ajustes anuales de los límites año-mes-edad-talla cuando se considera que no separan adecuadamente las modas identificadas en las frecuencias de talla. Este enfoque reviste especial importancia para establecer límites de talla para las edades más jóvenes (1 a 3) de esta especie de crecimiento rápido. La correspondencia de los números de

anillos y edades estimadas por medio del análisis modal, es interpretada por algunos como validación de los anillos para las edades de los peces mas pequeños. Esto se ve también corroborado por la concordancia entre el número de anillos observados en las partes duras y las edades estimadas, basándose en la recuperación de marcas en atunes rojos pequeños que han estado en libertad varios años.

Las evaluaciones del atún rojo del Atlántico este, que incluyen las capturas del Mediterráneo, se basan en una curva de crecimiento que, a su vez, está basada en lecturas de radios de aleta hasta la edad de 15 años. Esta curva de crecimiento se emplea para establecer límites de cortes mensuales que no están ajustados anualmente. Para obtener la CAS para el atún rojo del Atlántico este, incluyendo el Mediterráneo, se requiere un gran número de sustituciones de muestras de tallas. En el curso de la última evaluación del Atlántico este, se evaluó la sensibilidad de los resultados a las sustituciones de muestras de tallas.

c. Pez espada

Las evaluaciones del pez espada del Atlántico norte se basan en la curva de crecimiento de Gompertz ajustada a los datos de marcado y recaptura. Se ajustaron las curvas de crecimiento de von Bertalanffy para machos y hembras, a los datos de radios de aleta anal (Berkeley y Houde 1983, Ehrhardt 1991). Estos últimos ajustes señalan un crecimiento sexual dimórfico, mostrando que las hembras crecen más rápido y hasta un mayor tamaño que los machos. Sin embargo, el grado absoluto de dimorfismo permanece incierto.

Teniendo en cuenta que la CAS no ha sido separada por sexos para las evaluaciones de ICCAT, se establecieron curvas de crecimiento compuestas (macho-hembra) basadas en partes duras y en datos de marcado y recaptura. La curva de crecimiento de marcado y recaptura se emplea para establecer límites mensuales de cortes para convertir CAS en CAA. Estos límites de edad-talla no se ajustan anualmente debido a que las modas no son por lo general visibles en las frecuencias de talla disponibles. Las evaluaciones recientes se han basado en análisis de sensibilidad y en el empleo de un grupo plus (5+), en un intento de caracterizar y minimizar las potenciales repercusiones de ignorar el crecimiento sexual dimórfico y otros errores en los supuestos. Se han examinado métodos alternativos para obtener la captura por tallas en el caso del pez espada. Sin embargo, hasta la fecha no ha quedado demostrado que ninguno de estos métodos alternativos supere las limitaciones de los datos, en particular la ausencia de modas en las frecuencias de talla disponibles en el Atlántico y de información adecuada sobre proporción de sexos por tallas.

d. Rabil

Las evaluaciones del rabil emplean una curva de crecimiento de dos fases: un crecimiento lento y lineal hasta unos 65 cm de longitud a la horquilla (FL), seguido de un crecimiento mas rápido donde se aplica la ecuación de von Bertalanffy. Se aplica la separación de cohortes para convertir la captura por tallas mensual (pesquerías de superficie) y trimestral (pesquerías de palangre) en captura trimestral por edad. Estos datos se usaron recientemente en los VPAs, bajo el supuesto de un sólo stock atlántico.

3. CRECIMIENTO Y DISPERSION EN TALLA POR EDAD

En las Figuras 1 a 4 se presenta información sobre captura por tallas en los tres últimos años registrados en la base de datos ICCAT para atún blanco del Atlántico norte, atún rojo del Atlántico oeste, pez espada del Atlántico norte y rabil del Atlántico. Estos datos presentan diversos grados de separación modal en la captura por tallas.

a. Atún blanco

Las ecuaciones de crecimiento derivadas del MULTIFAN (Tabla 1, Santiago 1993) presentan 11 clases de edad. La dispersión en la talla por edad aumenta ligeramente en el caso de las clases mas viejas y el análisis de espinas de aletas dorsales (Bard 1981) muestra una tasa de crecimiento más rápida que la calculada por MULTIFAN. En el curso de estas Jornadas de Trabajo, se calcularon las tallas medias a la edad de recaptura, por períodos de dos meses, con el fin de reducir la variabilidad producida por el crecimiento estacional. Se conservaron, para el análisis, los peces en la primera moda que aparece en la distribución por tallas en el momento del marcado y liberación (Figura 5). En los datos de marcado y recaptura sólo se presentan peces de edades 1 a 3. La talla por edad parece superior a la que predecían los ajustes con MULTIFAN a la captura por tallas. La Tabla 2 muestra una comparación de edades y desviaciones estandar a diferentes tallas y para diversos modelos de crecimiento. Las estimaciones del coeficiente de variación del marcado y recaptura aumentan con la edad.

b. Atún rojo

Atlántico este

La tasa de crecimiento del atún rojo del Atlántico este, empleada en la evaluación, se basa en Cort (1991). La determinación de la edad se basó en radios de aleta dorsal, usando longitudes medias de formación de anillos en atunes rojos del Golfo de Vizcaya (edades 1-8) y tallas medias de captura por edad de atunes rojos (edades 9-15) pescados en almadras españolas.

El Grupo empleó datos de marcado y recaptura para estimar la dispersión en la talla por edad en el caso del atún rojo del Atlántico este. Se usaron todos los datos de recaptura de atún rojo en la base de marcado de ICCAT, suponiendo que cada uno de ellos había sido realmente medido en el momento de su recuperación. Se emplearon tallas mensuales de liberación (Figura 6) para definir la edad de liberación en meses, suponiendo el nacimiento en el mes de julio; dichas tallas eran las mismas aplicadas en la determinación de la edad de la captura (en julio, se consideró que los peces de 33-43 cm tenían 0 meses de edad, los peces de 64-71 cm, 12.5 meses y los de 77-91 cm, 24 meses de edad). No se había recuperado ningún pez de mas de 91 cm en el momento de la liberación, por lo que la edad máxima a la liberación eran 2 años, y se confía en que el grado de exactitud sea alto. La edad de recaptura quedó definida simplemente como edad de liberación, más el período en libertad. Se estimaron las dispersiones de las tallas de recaptura para edades agrupadas por intervalos de dos meses, con el fin de obtener muestras de talla de 5 ó más peces.

Las tallas medias a las edades 1 y 2 estimadas en base a datos de marcado y recaptura, eran superiores a aquellas estimadas basándose en Cort (1991), si bien se encontraban dentro de desviaciones estandar de 1-2 (Tabla 3). Las desviaciones estandar en la talla por edad aumentaban desde aproximadamente 3 cm a las edades 0-1, hasta aproximadamente 9 cm a las edades 2-3, aunque los tamaños de la muestra eran pequeños. Los coeficientes de variación de la talla por edad no mostraban una tendencia con la edad, encontrándose aproximadamente entre el 4% y el 10%. El atún rojo del Atlántico oeste tiene un tamaño asintótico menor y una edad de madurez inferior a los del atún rojo del Atlántico oeste (SCRS/93/5 y Tabla 4).

Atlántico oeste

Las tasas de crecimiento del atún rojo del Atlántico oeste empleadas por el SCRS, se basan en Turner *et al.* (1991), que usaban datos de marcado y recaptura e información de tallas modales de edades 1-3 procedentes de composición por tallas de pesquerías (Figura 7). Farber y Lee (1981) han propuesto una curva de crecimiento basada en vértebras, si bien ésta no ha sido validada.

Respecto al atún rojo del Atlántico oeste, se disponía de estimaciones de dispersión en talla por edad, que procedían de tallas por edad retrocalculadas estimadas por Farber y Lee (1981) basándose en vértebras, y fueron calculadas por el Grupo partiendo de datos de marcado y recaptura.

Respecto a los datos de marcado y recaptura, las tallas en el momento de la liberación se limitaron a peces cuya edad estimada era 0-2, con el fin de reducir los probables errores en la determinación de la edad. La edad a la liberación se estimó en peces cuya talla en el momento de la liberación había sido medida o estimada. Sólo se usaron peces que habían estado en libertad por un período mínimo de dos meses. Se estableció el supuesto de que habían nacido en el mes de mayo. Se usaron tallas de liberación en peso y en longitud (Figura 7). Los límites usados para la separación de edades se aplicaron para calcular la edad del pez en el momento de su liberación; por ejemplo, se consideró que la edad de los peces liberados en agosto, con menos de 44 cm de longitud a la horquilla (FL) y 2 kg de peso, era 15 meses; la de los peces de 44-68 cm y 2-6.9 kg, 27 meses, y la de los peces de 69-92 cm y 7-12.9 kg, 39 meses.

La dispersión de talla de recaptura se estimó en los intervalos de tiempo más cortos posible, con el fin de minimizar los efectos de crecimiento dentro de dichos intervalos. Sólo se emplearon peces cuya talla había sido medida en el momento de su recaptura. Se contaba con observaciones suficientes para estimar la dispersión mensual de las edades más jóvenes; para obtener estimaciones de edades superiores se hicieron también cálculos trimestrales (Tabla 4).

En general, las tallas por edad estimadas partiendo de datos de marcado y recaptura, las derivadas de la curva de crecimiento empleada por el SCRS (Turner 1991) y Farber y Lee (1981), eran similares (Tabla 4); allí donde se observaron diferencias, éstas entraban dentro de dos desviaciones estándar. Las estimaciones de dispersión, partiendo de datos de marcado y recaptura y de determinación de la edad por vértebras, eran similares. Las desviaciones estándar aumentaban, desde alrededor de 7 cm a la edad 2 hasta 10-20 cm a las edades 3-5. Los coeficientes de variación en la talla por edad eran por lo general de aproximadamente el 7%, mostrando una tendencia nula o escasa, según la edad.

c. Pez espada

Las dos fuentes más fidedignas de estimaciones de talla por edad del pez espada del Atlántico norte, proceden de datos de marcado y recaptura (Anon. 1989) y de determinaciones de edad derivadas de crecimiento de anillos en espinas de aleta anal (Berkeley y Houde 1983, Ehrhardt 1991). Ambos conjuntos de datos adolecen de escasez de muestras de peces más grandes. Además, la talla de captura en los datos de marcado y recaptura usados para ajustar el modelo, está, con frecuencia, estimada. La determinación de la edad del pez espada por medio de espinas de la aleta anal es un método que no ha sido validado. Las estimaciones de las tallas medias por edad, procedentes del conjunto de datos de Berkeley y Houde, podrían contener sesgos, ya que el muestreo de los peces se llevó a cabo tan solo en una pequeña zona (Estrechos de Florida, 1977-80). Sin embargo, estos datos presentan la ventaja de que permiten estimar los parámetros de crecimiento por sexo. Estas estimaciones indican que las hembras crecen con mayor rapidez y hasta un tamaño mayor que los machos (el método de retrocálculo de Ehrhardt 1991, señalaba una menor divergencia en las tallas medias por edad entre sexos que el método Berkeley y Houde 1983).

Las estimaciones de media de talla por edad que aplica ICCAT en la actualidad en la evaluación del pez espada, se basan en el ajuste de la ecuación de Gompertz a los datos de marcado y recaptura (SCRS 1989). Haist y Porter (1993) estimaron las tallas por edad por medio de un análisis MULTIFAN de los datos españoles de palangre del período 1988-1990. La gama de estimaciones de media de talla por edad en la Tabla 5, indica que existe un alto grado de incertidumbre en relación con estas estimaciones para algunas clases de edad del pez espada del Atlántico. Los datos de marcado y recaptura empleados

para ajustar la curva de crecimiento de Gompertz (SCRS 1989) no presentaban modas diferenciadas (Figura 8) que sirvieran de pauta en la separación de las clases de edad. Para estos datos no se realizaron medidas de dispersión en talla.

Haist y Porter (1993) calcularon la varianza en tallas por edad partiendo de los datos originales de Berkeley de radios de aleta (Berkeley y Houde 1983), usando una observación por pez, y ajustaron a estas observaciones el modelo de crecimiento de von Bertalanffy. La desviación estandar de los residuos de los modelos es 14.7 para los machos y 14.4 para las hembras. Esto sugiere que, si el método de determinación de la edad por medio de radios de aleta anal es válido y preciso, las desviaciones estandar de la talla por edad son de aproximadamente 14 cm. En este análisis, la distribución de los residuos no indica que la varianza en la talla por edad aumente con ésta (Figura 9). Esta estimación de varianza es mucho mayor que la estimación del MULTIFAN de las desviaciones estandar de tallas por edad de 8 cm (Haist y Porter 1993).

d. Rabil

Para el rabil del Atlántico se ha creado un modelo de crecimiento en dos etapas (Tabla 6). Describe un crecimiento lineal por debajo de 65 cm de longitud a la horquilla (FL), debido tal vez a que los juveniles permanecen confinados en aguas costeras, y un crecimiento por encima de los 65 cm, de acuerdo con la ecuación de von Bertalanffy. Respecto al Atlántico este, se cuenta con dos modelos (Fonteneau 1980 y Bard 1984). El modelo de Bard se basa en datos de marcado y recaptura y presenta el rango de tallas más completo. Los modelos de crecimiento para las pesquerías brasileña y venezolana se basan en el análisis modal de frecuencias de tallas comerciales. La comparación de la talla por edad señalada por estos modelos, muestra diferencias considerables entre ellos. Hasta la fecha, no se cuenta con un estudio definitivo en apoyo del potencial dimorfismo sexual del crecimiento por talla. En las Jornadas de Trabajo no se disponía de estimaciones de dispersión asociadas con la talla por edad derivadas de estos modelos.

4. APLICACION DE LOS DIVERSOS METODOS EN LAS EVALUACIONES DE STOCK LLEVADAS A CABO POR ICCAT

a. Examen de nueva información

En el curso de las Jornadas de Trabajo se debatió acerca de varias metodologías alternativas para incorporar información sobre talla por edad con el fin de obtener la captura por edad utilizada por ICCAT. Entre ellas, estaba el método de Schnute y Fournier (1980), tal como se lleva a cabo en el programa MULTIFAN (Fournier y Sibert 1990), las claves talla-edad y claves inversas edad-talla (SCRS/93/60, SCRS/93/55, SCRS/93/59, Gascuel 1993), y los métodos que utilizan un modelo de crecimiento incorporado para obtener la captura por edad partiendo de la información de captura por talla, como parte de un procedimiento de análisis secuencial de población (SCRS/93/56 y SCRS/93/51). En las Jornadas de Trabajo se observó que el grupo SCRS para el atún blanco ha utilizado, con cierto éxito, el MULTIFAN para estimar la captura anual por edad de atún blanco del Atlántico norte (Santiago 1992). Este método se ha aplicado también a una parte de los datos de captura por talla de pez espada en el Atlántico norte (Haist y Porter 1993).

En el curso de los últimos años, el grupo SCRS para el atún blanco ha realizado algunas evaluaciones del uso de la clave inversa edad-talla (IALK, Kimura y Chikuni 1987). También se presentaron en las Jornadas de Trabajo nuevas evaluaciones de la operatividad de este método con datos simulados (SCRS/93/56) y con datos del stock de eglefino del Atlántico (SCRS/93/55), para los que, así mismo, se disponía de claves anuales edad-talla. Según el documento SCRS/93/55, el método daba importantes

diferencias en captura por edad estimada, en relación con la que se obtiene de las claves edad-talla resultantes del análisis de partes duras. Según el SCRS/93/56, el método daba estimaciones precisas de la captura por edad, cuando el error de medición en la captura por talla era bajo y existía escaso solapamiento en la distribución de la talla por edad en las 2 edades iniciales. El método se degradaba al aumentar la tasa de error en los datos simulados. El SCRS/93/56 presentaba un método alternativo (denominado método SP-Key) para estimar la captura por edad partiendo de los datos de captura por talla. Este método resultó mas eficaz para estimar el tamaño del stock, en toda la gama de simulaciones considerada, que el método de separación de edades o el método Kimura-Chikuni.

El método descrito en el SCRS/93/51 - un análisis secuencial de población que utilizaba un modelo de crecimiento incorporado para estimar la captura por edad partiendo de datos de captura por talla - se basaba en la aplicación de un ejemplo al pez espada del Atlántico norte, usando una parte de la información de captura y esfuerzo, analizada en 1992 en el curso de la evaluación llevada a cabo por el grupo SCRS sobre el pez espada. El método emplea captura específica de la talla y CPUE normalizada, procedente de múltiples pesquerías de pez espada. En la aplicación del ejemplo, se usa la captura y la CPUE normalizada por intervalos de 5 cm de longitud mandíbula inferior-horquilla (LJFL). En las Jornadas de Trabajo se recomendó aplicar este método a todo el conjunto de datos que estuviesen disponibles para el Grupo SCRS sobre el pez espada. En el curso de la reunión se llevaron a cabo análisis, que se describen mas adelante, necesarios para preparar los datos de tasa de captura de las pesquerías palangreras de España y Japón.

En las Jornadas, se observó que, antes de recomendar métodos alternativos específicos para aplicarlos en las evaluaciones ICCAT de especies, sería necesario proseguir la evaluación de metodologías alternativas para incorporar información sobre la variabilidad en la talla por edad en las estimaciones de captura por edad. Con el fin de facilitar la evaluación de los métodos propuestos, el Grupo decidió establecer procedimientos que permitiesen comparar los métodos disponibles, en cuanto a su capacidad para estimar la captura por edad y/o la talla del stock por edad, partiendo de información de talla por edad, basándose en conjuntos de datos de características conocidas. El Grupo recomendó el desarrollo de series de conjuntos de datos simulados de captura por talla, de los cuales se conociese la adecuada dinámica básica de población, con los que se podrían comprobar los métodos disponibles. Se recomendó así mismo, llevar a cabo evaluaciones comparativas de los resultados de diversos métodos con conjuntos de datos de dos stocks de peces (eglefino del Atlántico y pez espada del Atlántico norte). Al propio tiempo, el Grupo recomendó que se resumiese la información disponible sobre la distribución de la talla por edad, con destino a los Grupos ICCAT sobre especies, por medio del examen de trabajos publicados y análisis adicionales, según convenga. Los resultados de este examen se presentan en el apartado 3 de este informe.

b. Desarrollo de CPUE específica de la talla

Los métodos que incorporan modelos de crecimiento en el análisis secuencial de la población, usan tanto la captura por talla como la CPUE por talla, para la calibración del modelo. En las Jornadas de Trabajo, se recopilaron datos de CPUE de pez espada, específicos de la talla, procedentes de los conjuntos de datos palangreros españoles y japoneses. Estos datos, junto con la captura por talla por intervalos de 5 cm y los datos estadounidenses de CPUE por intervalos de 5 cm (facilitados en el SCRS/93/51) incluyen el conjunto de datos de pez espada, para los estudios de evaluación de modelos. Los métodos de cálculo para el análisis de datos de CPUE, finalizados en el curso de la reunión, se describen en al Apéndice 4.

c. Aplicación del modelo Kimura LLSPA (SCRS/93/51)

En el curso de las Jornadas de Trabajo, se llevó a cabo una aplicación del análisis secuencial de la población separable en base a la talla (LLSPA, SCRS/93/51) al conjunto de los datos de ensayo del

pez espada del Atlántico norte. La aplicación del método a los restantes conjuntos de datos de ensayo no quedó terminada en dicha reunión. Se recomendó que los restantes conjuntos de datos de contraste fuesen estudiados con este modelo, con el fin de evaluar la operatividad del modelo en comparación con datos de características conocidas. Se observó que los resultados de esta aplicación en particular, no han sido examinados exhaustivamente, ni tampoco se han realizado exámenes detallados de sensibilidad. Por tanto, estos resultados debían considerarse como provisionales (Apéndice 4).

d. Interpretación de las proporciones de sexos específicos de la talla

En las Jornadas de Trabajo se trató también sobre el desarrollo de un método para estimar las diferencias en las tasas de mortalidad entre machos y hembras, cuando la proporción de sexos está alterada. Este enfoque podría servir para contrastar los resultados de la evaluación en el caso de especies, como el pez espada, que presentan un crecimiento sexual dimórfico. Se recomendó aplicar el método a los datos de proporción de sexos disponibles, en el caso del pez espada. En el apéndice IV se presenta una descripción del método desarrollado.

5. EVALUACION DE LA OPERATIVIDAD DEL MODELO

Todos los modelos estadísticos y matemáticos usados en la evaluación de stocks, establecen supuestos que pueden cumplirse, o no, en su totalidad. De algunos métodos se dice que son "robustos", si una ligera, moderada o incluso considerable, desviación del supuesto no afecta de forma importante a los resultados. De otros, se dice que son "sensibles" cuando una desviación, incluso ligera, de los supuestos o la presencia de ruidos, provoca grandes cambios en los resultados.

Muchas de las evaluaciones estructuradas por edad (análisis secuencial de población o VPAs "calibrados") que se emplean en ICCAT, usan la separación de cohortes para convertir las distribuciones de captura por talla en datos de captura por edad. En general, se considera que este enfoque tiene dos grandes desventajas. La primera es que se produce un efecto de emborronamiento, por el cual una parte de las capturas de las clases anuales grandes se asignan a las clases anuales contiguas. Esto repercute sobre los resultados de las evaluaciones, haciendo que los máximos y las depresiones en la fuerza de la clase anual se difuminen, de forma que la variabilidad interanual que se observa en el reclutamiento es menor que la que en realidad se produce. La segunda desventaja es que se podría producir un volumen desproporcionado de error en la determinación de la edad, en el caso de peces que están cerca de su talla máxima asintótica en relación con peces de crecimiento más rápido. El resultado práctico es que es casi imposible certificar la edad de un pez de gran tamaño con el grado de precisión que sería de desear. Como consecuencia, muchas de las evaluaciones estructuradas por edad realizadas por ICCAT, agrupan las capturas de peces grandes en un grupo "plus" (por ejemplo, edades 5 y más para el pez espada del Atlántico norte, edades 10 y más para el atún rojo del Atlántico oeste). El uso de un grupo "plus" en las evaluaciones requiere supuestos adicionales en el modelo para los VPAs, lo cual, en algunos casos, podría introducir sesgos en los resultados (Hiramatsu 1992).

La consideración principal que influencia la operatividad de los métodos examinados en las Jornadas de Trabajo, es la interacción del incremento en talla entre edades con el grado de dispersión de la talla media por edad, es decir, la diferenciación de las modas. Puede también resultar útil clasificar los métodos considerados en tres categorías: a) transformaciones CAS/CAA por medio de información sobre distribuciones de talla por edad en un punto determinado en el tiempo (por ej. IALK), b) transformaciones CAS/CAA por medio de información sobre distribuciones de talla por edad para una serie temporal, incorporando así la información sobre la fuerza relativa de la cohorte (por ej. MULTIFAN), y c) transformaciones CAS/CAA empleando información sobre distribuciones de talla por edad para una serie temporal incorporada a la evaluación de un análisis secuencial de población, con índices de

abundancia por talla, incorporando de este modo información sobre la fuerza absoluta de la cohorte (por ej. SP-Key, LSSPA). No fue posible evaluar la segunda y tercera clase de modelos en el curso de las Jornadas, si bien se reunieron conjuntos de datos de contraste para un análisis posterior.

Un análisis realizado con IALK aplicado a los datos de eglefino (SCRS/93/55) demostró que el éxito del modelo, en ese caso, estaba relacionado con la interacción entre el cambio en la talla por edad y las distribuciones de la talla por edad, que determinaba la claridad con que podían distinguirse las modas en las frecuencias de tallas. Clark (1981) sugería que se podrían obtener estimaciones fiables de la captura por edad, usando mínimos cuadrados restringidos - una técnica perteneciente al primer tipo de métodos antes descritos - si el cambio en la talla era superior al doble de la desviación estándar. La capacidad del método IALK para obtener estimaciones que concuerden con la distribución por edad de los datos de eglefino, obraban en apoyo de la pauta sugerida por Clark. La **Tabla 7** resume la información sobre el cambio en la talla entre edades y la desviación estándar para todos los casos contemplados en las Jornadas de Trabajo (apartados 3 y 5b). Suponiendo que las distribuciones de tallas por edad puedan ser definidas de forma adecuada, la pauta de Clark indica que la aplicación de IALK facilitaría resultados aceptables en el caso de varias especies.

Resulta evidente que es necesario examinar la operatividad de los métodos de conversión de talla en edad que no desestimen la variabilidad de la talla por edad. Este examen debería hacerse en relación con la robustez o sensibilidad de las alternativas propuestas, en comparación con la separación de cohortes. Mas adelante se presenta una lista de los principales temas a tener en cuenta al realizar dicho examen. La lista no es exhaustiva, pero, en opinión del Grupo, dichos temas eran primordiales. La sensibilidad o robustez de los métodos debería evaluarse en relación con:

- a) Los diferentes tipos de características del crecimiento. Las características del crecimiento que mas interesan son el cambio de talla entre edades sucesivas y la magnitud de la variación en la talla por edad. Al combinarse, estos dos factores dan distribuciones de captura por talla en las cuales los grupos modales de edad se pueden, o no, distinguir con claridad.
- b) Las supuestas distribuciones de talla por edad, si es que se suponen. Revisten especial importancia la amplitud y forma de estas supuestas distribuciones.
- c) La especificación incorrecta del modelo de crecimiento. Puede incluir el ignorar la variabilidad interanual del crecimiento, el uso de medias de talla por edad sesgadas o ignorar el dimorfismo sexual en el crecimiento.
- d) La estimación de la mortalidad selectiva, si el modelo supone una mortalidad por pesca basada en la edad. ¿Es sensible, incluso cuando el modelo estima el tipo de mortalidad por pesca?
- e) La separación, en tiempo y tamaño, en la recogida de datos. Es decir, las muestras de talla, deberían facilitarse por trimestre o por mes? ¿Deberían obtenerse en razón de los 5 ó 10 cm mas próximos?
- f) El contraste en los datos en términos de fuerza de la clase anual y los cambios en explotación.
- g) Los diferentes niveles de ruido (error de medición) en los datos.

El Grupo observó que para tratar estos temas sería necesario usar datos simulados, donde están controlados los procesos subyacentes. Se crearon cuatro conjuntos de datos simulados, tal como se explica en el apartado 5.a, con el fin de tratar los temas a) y b), que se consideraban más urgentes. Debido a un conocimiento imperfecto o la excesiva simplificación de los procesos subyacentes, la interpretación de los resultados del análisis con datos simulados implica incertidumbre sobre hasta qué punto son realistas las características generales de la población. En consecuencia, se facilitaron otros dos conjuntos de datos: uno, para el pez espada del Atlántico norte, contiene información sobre captura por talla y CPUE por talla

(véase el apartado 5.d), el otro es para el eglefino de Georges Bank, respecto al cual se dispone de las claves reales edad-talla (apartado 5.b). La aplicación de nuevos métodos a los datos de pez espada y de eglefino, debería facilitar una percepción, que resultará muy útil, acerca de la operatividad y sensibilidad en situaciones con datos reales, en los cuales existen variabilidad y ruidos. Con datos simulados, los elementos de referencia son las características controladas de la población. Con los datos de eglefino, los elementos de referencia son los resultados obtenidos del análisis de edad por medio de los métodos ALK tradicionales. Debe tenerse en cuenta que deficiencias en el muestreo y una clasificación errónea de edades en los ALK, introduciría errores en los resultados obtenidos con métodos tradicionales. Por tanto, deben examinarse detenidamente las diferencias en los resultados con el fin de detectar cual pueda ser la fuente del problema.

a. Creación de datos simulados

Se llevaron a cabo 4 simulaciones para crear datos "al estilo de los túnidos", destinados a comprobar los procedimientos de análisis de captura por tallas. Las simulaciones debían presentar de antemano diversos grados de dificultad. En la simulación de datos se incorporaron dos tipos de factores: alto/bajo grado de solapamiento de tallas (denominados modas claras o difusas) y alto/bajo contraste (denominados contraste alto o bajo) en los datos de reclutamiento y de esfuerzo (véanse Figuras 10 y 13). La simulación contenía 50 clases de tallas, de 100 a 350 cm en intervalos de 5 cm, 10 edades y un período de 15 años.

La idea básica del modelo de crecimiento, descrito en el documento SCRS/93/56, es que el número de peces de talla l en el año y y la edad a ($N_{l,a,y}$) están sujetos a mortalidad natural y a mortalidad por pesca. Los supervivientes y la captura se calculan partiendo de la ecuación tradicional de captura y del exponencial de supervivencia. La selectividad escogida fue una función exponencial de la talla que se truncó para formar una meseta. La selectividad dentro del modelo de crecimiento se describe como matriz de talla por edad, pero en este caso sólo variaba con la edad. Esta matriz de selectividad se multiplicó por las series de esfuerzo (con una q de 1.0) para definir la mortalidad por pesca por cada talla, edad y año. La distribución real de la talla por edad empleada es una función beta, escogida por su gama finita. Esta gama queda también especificada para cada edad (véanse detalles más adelante). La talla media resultante y la desviación estandar de la talla por edad en la captura, a lo largo de los 15 años en la simulación, se presentan a continuación. Estos datos corresponden a la serie de contraste alto.

<i>Edad</i>	<i>Media</i>	<i>Moda clara S.D.</i>	<i>Moda difusa S.D.</i>
1	135.4	5.92	11.56
2	189.6	8.39	16.06
3	225.8	9.95	19.11
4	250.1	11.33	19.98
5	266.5	12.35	20.62
6	277.5	13.12	21.00
7	284.9	13.71	21.24
8	289.8	14.02	21.30
9	293.2	14.51	21.16
10	295.4	14.51	21.16

Conviene observar que para las edades mayores la diferencia entre medias es mucho menor que la desviación estandar a la media, y por tanto, no es posible distinguir las modas.

Detalles de la simulación

La matriz de números de peces por edad, año y talla, se inicializa de acuerdo con la serie de reclutamientos especificada. Los números de peces por edad en el primer año se basan en el reclutamiento inicial, reducido por la mortalidad natural en cada edad.

En el primer año, los números de peces por edad están distribuidos entre las diferentes clases de tallas por medio del uso directo de una distribución beta. El centro de la distribución está definido por la talla media por edad, obtenida por medio de un modelo de crecimiento de von Bertalanffy, y la gama se considera un parámetro de entrada en la simulación. La proporción de peces que entran en cada categoría de talla se calcula aproximando el área bajo la distribución, entre los límites de la clase de talla.

Una vez obtenidos de este modo el primer año de datos y los reclutas, el resto de la matriz se completa proyectando los números iniciales de una determinada clase de edad, por el siguiente procedimiento:

- 1) El número de peces en cada clase de talla queda reducido por la mortalidad por pesca y mortalidad natural. Los peces capturados por la pesquería se calculan por medio de la ecuación de captura. Se supone que la mortalidad por pesca aplicada es el producto de la mortalidad por pesca de un año (en el caso de los peces totalmente reclutados) y de un factor de selectividad dependiente de la talla. En consecuencia, en una determinada edad, donde algunas clases de talla están reclutadas parcialmente, la talla media de los supervivientes será inferior a la talla media original.
- 2) Los supervivientes de la mortalidad por pesca y mortalidad natural que vayan a entrar al año siguiente en la siguiente clase de edad, deben distribuirse de nuevo entre las clases de talla, para tener en cuenta el crecimiento. Esto se hace aplicando la distribución beta con parámetros actualizados. La gama de distribución para cada edad está especificada en el modelo. El centro de esta distribución se calcula entonces sumando la talla media de los supervivientes (en la clase de talla) y el incremento en talla predicho por la ecuación de von Bertalanffy para esa edad en particular. Se hace de este modo para preservar el efecto de selectividad de talla.

Datos de simulación

Talla media por edad a la edad t : $L = 300 * (1 - \exp(-0.4*t))$.

Peso = $0.00001 * (L)^{3.0}$

Esfuerzo para los 15 años : 0.1 a 0.17 con incrementos anuales de 0.005 (series de contraste bajo; 0.1 a 0.38 con incrementos de 0.02 (series de contraste alto).

Mortalidad natural = 0.2 (todas las edades, tallas y años).

Selectividad por talla : $\min [1., 0.0118 \exp(0.02 * L)]$.

Números por edad, año 1 (edades 1 a 0): 100, 81, 65, 51, 40, 31, 23, 17, 13, 9.

Números a la edad 1, todos los años, serie de contraste alto: 100, 101, 500, 116, 84, 108, 79, 124, 300, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Números a la edad 1, todos los años, serie de contraste bajo: 100, 101, 100, 116, 84, 108, 79, 124, 100, 82, 94, 77, 84, 78, 96.

Gamas de distribución beta por edad, datos de moda clara: 30 cm (todas las edades).
 Datos de moda difusa: 60 cm para las edades 1 y 2, 40 cm para todas las restantes edades.

b. Datos para el eglefino de la zona este del Georges Bank

Para la siguiente evaluación de los métodos, se prepararon tres tipos de datos: a) índices de abundancia por talla, b) claves de talla por edad y c) captura por talla. Todos los datos usan intervalos de 2 cm de longitud.

Los índices de abundancia por talla se compilaron partiendo de los resultados de las prospecciones de investigación estratificadas y aleatorias. Se registra la captura por talla para cada lance. Los datos se analizan de acuerdo con la finalidad de la encuesta y la abundancia total estratificada por talla se obtiene para cada año. Se dispone de dos conjuntos de índices de prospecciones, Estados Unidos otoño y Estados Unidos primavera, que cubren el período 1979-1992 y ambos están relacionados con la abundancia de la población a principios de año.

Se crearon claves de talla por edad para los trimestres 2, 3 y 4, agrupando información sobre edad por talla y frecuencias de tallas obtenidas por muestreo de la pesquería comercial canadiense en el período 1990-92. Para el trimestre 1, se empleó la clave de talla por edad, del SCRS/93/55, obtenida partiendo de las prospecciones llevadas a cabo en primavera en Georges Bank. Se asumió que las claves de talla por edad, por trimestre, eran aplicables al período 1979-92, ya que la talla media por edad no ha presentado ninguna tendencia persistente.

Para obtener la captura por talla, por trimestre, de cada año durante el período 1979-92, se usaron muestras de la pesquería comercial. Se presentan ejemplos en las Figuras 14-17. En primer lugar las muestras se agruparon generalmente por mes y se ajustaron a los desembarques que se produjeron en dicho mes. Los meses se agregaron después a los trimestres. En algunos períodos hay insuficiencia de muestras y los desembarques tuvieron que ser ajustados de acuerdo con las muestras de un período contiguo.

Los resultados de la aplicación de los métodos tradicionales ALK, para obtener la captura por edad y de la calibración de los datos por edad con el ADAPT, para obtener los números en la población por edad, se dan en calidad de elementos de referencia.

Cuando no se contaba con muestras, no resultó siempre posible combinar la información disponible exactamente igual que se hizo al crear la captura por edad. En consecuencia, había cierta discrepancia en los números totales de captura por talla en relación con los referentes a la captura por edad. No obstante, el examen visual de la captura por talla, mostraba que los principales aspectos, es decir, las fuertes clases anuales entrantes, habían sido captados. Si las investigaciones iniciales resultan prometedoras, sería tal vez conveniente extraer ALKs anuales cada trimestre y aplicarlos a la captura por talla, tal como queda aquí deducida, con el fin de facilitar una captura por edad totalmente consistente, a efectos de comparación. La extracción trimestral de ALKs anuales permitiría así mismo evaluar los cambios en la distribución de la talla por edad.

c. Aplicación preliminar del método de clave-VPA integrada a datos simulados

El documento SCRS/93/56 presenta un método en el cual se usa una clave iterativa de edad-talla (IALK) para convertir la captura por talla en datos de captura por edad dentro de un procedimiento VPA calibrado. La idea que inspira este enfoque es que si se cuenta con información sobre la fuerza de la cohorte, se puede emplear para ponderar las matrices de talla por edad para obtener claves de edad-talla. Con los datos simulados del SCRS/93/56, el nuevo método funcionó mejor que con la separación de cohortes y con el método Kimura-Chikuni. Este método, como el MULTIFAN y otros, incorpora información sobre la fuerza de la cohorte. En situaciones en las cuales los datos muestran una continuidad en la fuerza de la cohorte, durante algunos años al menos, se confía en que este método funcione mejor

que los IALKs que tratan cada año por separado.

El Grupo trató de aplicar el método del SCRS/93/56 a los cuatro conjuntos de datos simulados del apartado 5.1 y de contrastarlos con los resultados obtenidos por separación de cohortes. Los resultados de esta comparación no fueron concluyentes debido a que no se contó con el tiempo suficiente para estudiar todas las posibles formulaciones del modelo (en el VPA), que harían que estas comparaciones fuesen imparciales. En opinión del Grupo, era importante efectuar comparaciones minuciosas, que solo podían hacerse con mas tiempo. A continuación se detallan algunos puntos que deberían estudiarse en la formulación del modelo:

- Número de parámetros del año terminal estimados.
- Número de índices estructurados por edad empleados (para edades individuales y/o edades múltiples).
- El empleo de un grupo "plus" de una edad cuando los peces están cerca de su talla asintótica (por ej., las edades 6 ó 7 en los datos simulados).
- Los varios supuestos posibles para estimar la F anual en la última edad en los VPAs.
- El error en la estructura supuesto en la calibración (por ej. logarítmico normal o función normal).

d. Datos de Pez Espada

Los datos de pez espada que estaban disponibles en las Jornadas de Trabajo, incluían captura por talla y tasa de captura por talla. También se dispuso de los datos de peso a mediados de año, por edad (tal como se aplicaron en los cálculos más recientes del SCRS del rendimiento por recluta del pez espada). Como se indica en el SCRS/93/51, los datos de captura de pez espada en el Atlántico norte que se emplearon en la evaluación del pez espada llevada a cabo por el SCRS en 1992 (1978-1991), se agruparon por intervalos de 5 cm de longitud mandíbula inferior-horquilla (LJFL), en el caso de las pesquerías de palangre española (ESP), japonesa (JPN) y estadounidense (USA). Se agruparon las capturas correspondientes a otros países y artes diferentes al palangre. Estos datos de captura se presentan en la **Tabla 1** del SCRS/93/51. Los datos están agrupados en 50 intervalos, desde < 85 cm hasta ≥ 330 cm, por incrementos de 5 cm. En la **Tabla 2** del SCRS/93/51 se presentan las tasas de captura normalizadas estadounidenses, específicas de talla, en 33 intervalos, desde < 95 cm hasta ≥ 250 cm, con incrementos de 5 cm, para el período 1981-1991.

6. RECOMENDACIONES SOBRE INVESTIGACION EN EL FUTURO

- Al finalizar la reunión no se habían establecido alternativas preferentes a los métodos actuales para convertir la captura por talla en captura por edad, y se constató que tal vez no existía un método que por sí solo resultase apropiado para todas las especies. El Grupo recomendó con interés que prosiguiesen las tareas y que a mediados del invierno se celebrase una nueva reunión para examinar estos análisis adicionales.
- Que en las Jornadas de Trabajo se facilitase información sobre la dispersión en las tallas medias por edad, partiendo de los radios de aleta dorsal del atún blanco y de los modelos de crecimiento para el rabil.
- Se deben estudiar de nuevo los datos de marcado y recaptura del rabil. Los participantes en las Jornadas de Trabajo no estaban suficientemente familiarizados con dichos datos y por ello, no llevaron a cabo análisis.

- En un futuro próximo se debe llevar a cabo la aplicación de una muestra para la evaluación de la proporción de sexos por talla (**Apéndice 4**), a fin de evaluar su aplicación a las especies de ICCAT.
- Se deben identificar, y presentar para nuevas comprobaciones, los conjuntos de datos de pesquerías reales, para especies que presentan modas claras en la captura por talla y sobre los que existe información respecto a la clave edad-talla.
- Se deben emplear modelos de comprobación que usen datos simulados de características conocidas, para llevar a cabo pruebas de diagnóstico que puedan ser aplicadas en la evaluación de la operatividad del modelo con datos reales de características desconocidas.
- Se deberán aplicar a los conjuntos de datos de comprobación, métodos que no establezcan supuestos explícitos sobre la estructura de la edad (por ej., los modelos de producción).
- La determinación directa de la edad de la captura, por medio de un programa de muestreo que sea válido desde un punto de vista científico, es el mejor método para estimar la captura por edad, sobre todo en el caso de peces dentro de una talla en la que existe un solapamiento considerable en la distribución de talla por edad. Por ello, el Grupo recomendó que se inicie la determinación directa de la edad de la captura anual por medio de análisis de partes duras.
- Las Jornadas de Trabajo se beneficiaron con la participación de algunos expertos externos. Se recomendó que se fomente en el futuro la participación en las Jornadas de Trabajo de este tipo de expertos.
- Debido a que los métodos que se consideran pueden aplicarse en general a un gran número de especies, en las Jornadas de Trabajo se recomendó que la Secretaría envíe copias del informe de dichas Jornadas, así como notificación de futuras actividades, a ICES, FAO, NAFO, IATTC, IPHC, SPC y a otras organizaciones científicas, nacionales e internacionales involucradas en la evaluación de stocks de pesquerías.

7. ADOPCION DEL INFORME Y CLAUSURA DE LA REUNION

El Informe fue examinado y adoptado.

En la sesión de clausura de las Jornadas de Trabajo, se expresó agradecimiento al Gobierno de Canadá, en su calidad de anfitrión, así como a la Dra. J. Porter, por la eficaz labor llevada a cabo en la organización de la reunión. Se agradeció también el apoyo recibido por parte del personal de la Estación Biológica.

BIBLIOGRAFIA CITADA*

- Clark, W.G. 1981. Restricted least squares estimates of age composition from length composition. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38: 297-307.
- Fournier, D.A. and J.R. SILBERT. 1990. MULTIFAN. A likelihood-based method for estimating growth parameters and age composition from multiple length frequency data sets illustrated using data for southern bluefin tuna (*Thunnus maccoyii*). *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 47: 301-317.

- García, S. et J. Albaret. 1977. Cah. ORSTOM ser. Oceanogr. 15: 83-87.
- Gascuel, D. 1993 (Résumé). Une méthode simple d'ajustement des clés taille/âge: (*Thunnus albacares*) de l'Atlantique est. Envoyé à Can. J. Fish. Aquat. Sci.
- Hoenig, J., P. Pepin and W. Lawing. 1990. Fish. Bull., U.S. 88: 485-491.
- Kimura, D. and S. Chikuni. 1987. Mixtures of empirical distributions: an iterative application of the age-length key. Biometrics 43: 23-35.
- Paulik, G. and D. Robson. 1969. J. Wildlife Manage. 33: 1-27.
- Sanders, M. 1987. pp. 129-136 in Pauly, D. and G. Morgan (eds.), Length-based methods in fisheries research. ICLARM Conf. Proc. 13.
- Schnute, J. and D. Fournier, 1980. A new approach to length frequency analysis: growth structure. J. Fish. Res. Bd. Can. 37: 1337-1351.

* Referencias que no figuran en las publicaciones de ICCAT.

Table 1. Estimates of north Atlantic albacore mean length-at-age (FL in cm) and dispersion (standard deviation and coefficient of variation, where available), for sexes combined from various sources.

Age		Mar-Recapture ¹				MULTIFAN ²			Dorsal fin spines ³
Year	Month	mean	n	SD	CV	mean	SD	CV	mean
1	13-14	55.8	6	2.64	4.7	50.7	3.21	6.3	47
1	15-16	55.9	10	2.69	4.8	52.6	3.23	6.1	50
1	23-24	66.2	29	3.51	5.3	60.0	3.29	5.5	61
2	25-26	71.1	47	4.30	6.0	61.7	3.31	5.4	63
2	35-36	68.6	20	5.08	6.5	69.8	3.39	4.9	74
3	37-38	78.1	15	4.97	6.4	71.4	3.41	4.8	76
4	49					79.3	3.55	4.5	85
5	61					86.7	3.66	4.2	93
6	73					93.2	3.75	4.0	99
7	85					98.8	3.83	3.9	105
8	97					103.7	3.91	3.8	109
9	109					107.9	3.97	3.7	112
10	121					111.6	4.03	3.6	115
11	133					114.7	4.08	3.6	117

¹ This Workshop (Spanish data only: fish of length at release <58 cm kept and assumed to be 13.5 months old).

² Santiago 1993; data from 1975-1991: date of birth adjusted from May to July ($t_o^* = t_o + 0.08$)

³ Bard 1981; date of birth adjusted from May to July.

Table 2. Estimates of Atlantic albacore mean age-at-size (age in months) and dispersion (standard deviation), for sexes combined from various sources⁺.

FL (cm)	Mark-Recapture*		MULTIFAN		Dorsal fin spines
	mean	length SD	mean	length SD	mean
55.8	14	2.64	18	3.23	19
55.9	16	2.69	19	3.23	20
66.2	24	3.51	30	3.36	28
71.1	26	4.30	37	3.43	33
78.6	36	5.08	47	3.55	41
78.1	38	4.97	47	3.55	40

⁺ Sources as in Table 1.

* Assuming recaptures are uniformly distributed in time.

Table 3. Estimates of eastern Atlantic bluefin tuna mean length-at-age (FL in cm) and dispersion (standard deviation and coefficient of variation) for sexes combined.

Age		Dorsal fin spine (n= 363) ¹			Mark-Recapture (n= 54) ²			
Year	Month	mean	SD	CV	mean	n	SD	CV
0	4-5	38.6	-	-	39.2	11	3.16	8.1
1	14-15	59.5	-	-	68.0	7	3.18	4.7
1	16-17	63.5	-	-	67.2	5	2.49	3.7
2	24-25	78.8	-	-	82.3	6	3.67	4.5
2	26-27	82.5	-	-	85.8	19	8.87	10.3
3	38-39	103.5	-	-	98.3	10	9.56	9.7
4	-	116.4	-	-	-	-	-	-
5	-	135.1	-	-	-	-	-	-
6	-	150.1	-	-	-	-	-	-
7	-	164.0	-	-	-	-	-	-
8	-	177.2	-	-	-	-	-	-
9	-	190.9	7.54	3.95	-	-	-	-
10	-	206.2	11.93	5.78	-	-	-	-
11	-	216.1	10.90	5.04	-	-	-	-
12	-	222.5	8.18	3.67	-	-	-	-
13	-	232.4	9.28	3.99	-	-	-	-
14	-	241.5	14.06	5.82	-	-	-	-
15	-	247.2	12.16	4.92	-	-	-	-

¹ Cort 1991; one general model used for the whole species using the age class values (1-8) of the Bay of Biscay, and the 1984 bluefin trap fishery in the Gulf of Cadiz (age classes 9 - 19), for which fin ray spines were available.

² This study; fish from the first three length modes (38, 67, 84 cm) at release time were assigned ages 0, 1, 2. The ages take the date of release into account.

Table 4. Estimates of western Atlantic bluefin tuna mean length-at-age (FL in cm) and dispersion (standard deviation and coefficient of variation, when available) for sexes combined.

Year	Age Month	Mark-Recapture Data					Vertebrae 3			
		mean 1	mean 2	n	SD	CV	mean	n	SD	CV
1	12	48.6	-	-	-	-	44.8	979	3.4	7.6
2	24	73.8	-	-	-	-	67.6	715	4.7	7.0
2	25-27 ^o	-	78.7	406	8.69	11.0	-	-	-	-
2	25	73.8	77.6	57	4.62	6.0	-	-	-	-
2	26	-	75.6	185	8.34	11.0	-	-	-	-
2	27	-	82.7	164	8.63	10.4	-	-	-	-
2	28-30 ^o	-	87.4	54	9.45	10.8	-	-	-	-
2	28	-	88.1	30	10.21	11.6	-	-	-	-
2	29	-	86.3	23	8.59	10.0	-	-	-	-
2	31	-	89.8	5	20.79	23.2	-	-	-	-
2	32	-	94.4	7	7.37	7.8	-	-	-	-
3	33-35 ^o	-	93.1	13	13.44	14.4	-	-	-	-
3	36	97.0	-	-	-	-	97.6	503	6.4	7.0
3	37-39 ^o	-	99.3	383	9.84	9.9	-	-	-	-
3	37	-	100.1	172	7.79	7.8	-	-	-	-
3	38	-	97.7	119	11.82	12.1	-	-	-	-
3	39	-	99.9	92	10.30	10.3	-	-	-	-
3	40-42 ^o	-	103.4	32	10.40	10.1	-	-	-	-
3	40	-	102.6	26	9.25	9.0	-	-	-	-
3	41	-	107.0	6	14.95	14.0	-	-	-	-
4	43-45 ^o	-	112.9	11	20.88	18.5	-	-	-	-
4	43	-	108.5	6	11.43	10.6	-	-	-	-
4	48	188.5	-	-	-	-	116.2	369	8.8	7.6
4	49-51 ^o	-	124.6	89	11.21	9.0	-	-	-	-
4	49	-	125.7	38	9.23	7.3	-	-	-	-
4	50	-	120.6	14	19.93	16.5	-	-	-	-
4	51	-	124.3	17	6.85	5.5	-	-	-	-
4	52-54 ^o	-	134.5	6	18.93	14.1	-	-	-	-
4	52	-	130.4	5	17.94	13.8	-	-	-	-
4	55	-	169.4	5	86.44	51.0	-	-	-	-
5	57-59 ^o	-	158.8	10	59.26	37.3	-	-	-	-
5	60	138.4	-	-	-	-	138.8	243	10.0	7.2
5	61-63 ^o	-	135.5	13	20.73	15.3	-	-	-	-
5	62	-	143.7	7	15.07	10.5	-	-	-	-
5	63	-	130.4	5	25.44	18.0	-	-	-	-
5	67-69 ^o	-	115.6	5	72.91	63.1	-	-	-	-
5	68	-	140.0	4	55.85	39.9	-	-	-	-
5	72	156.8	-	-	-	-	157.9	150	10.7	6.8
7	85	173.7	-	-	-	-	176.3	112	11.3	6.4
8	96	189.4	-	-	-	-	189.7	63	9.7	5.1
9	108	203.9	-	-	-	-	200.8	20	11.3	5.6
10	120	217.3	-	-	-	-	217.2	4	15.3	7.0
10	121-123	-	285.8	4	121.65	42.6	-	-	-	-

^o Mark-recapture lengths by quarter (as opposed to individual months).

¹ Turner et al. (1991): von Bertalanffy growth model fitted to mark-recapture data and information from modal analysis

² This Workshop: information based on fish estimated to be aged 1-3 at release based on modal analysis.

³ Farber and Lee (1981).

Table 5. Estimates of north Atlantic swordfish mean length-at-age (LJFL in cm) for males (M), females (F), and sexes combined (C) from various sources. Sample sizes are shown in brackets.

Age (Years)	Mark-Recapture 1	MULTIFAN 2	Anal fin spines 3	
	C (105) mean	C mean	M (263) mean	F (162) mean
0	-	84.0	-	-
1	87.1	100.3	89.7	89.8
2	113.2	119.9	117.0	118.9
3	137.4	137.3	137.3	142.9
4	158.4	152.6	153.4	161.3
5	176.0	166.2	168.9	177.2
6	190.1	178.1	181.8	189.6
7	201.2	188.7	195.3	204.4
8	209.8	198.1	206.1	214.7
9	-	-	234.1	241.6
10	-	-	235.1	274.1

1 Anon 1989 converted from dressed weight; dispersion not calculated because age at initial capture not known.

2 Haist and Porter 1993; Spanish longline data 1988-90.

3 Ehrhardt 1991; only standard error of the mean available for this study.

Table 6. Estimates of Atlantic yellowfin mean lengths-at-age (FL in cm) from various sources.

Age	East Atlantic 1	East Atlantic 2	Venezuela 3	Brazil 3
0.0	-	35.0	-	-
0.5	-	43.9	45.1	-
1.0	-	52.7	54.8	68.3
1.5	76.1	61.5	64.6	90.7
2.0	107.8	82.7	93.4	108.8
2.5	128.4	106.8	115.4	123.4
3.0	-	125.7	129.6	135.1
3.5	-	140.7	138.7	144.6
4.0	-	152.4	144.5	152.3
4.5	-	161.8	148.3	-
5.0	-	169.1	150.7	-
5.5	-	174.9	-	-
6.0	-	179.5	-	-

1 Fonteneau 1980

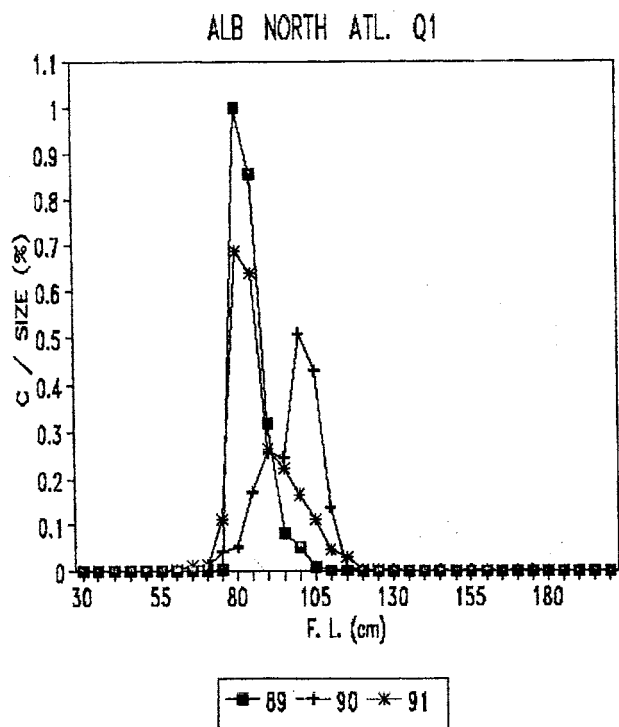
2 Bard 1984

3 Gaertner & Pagavino 1991

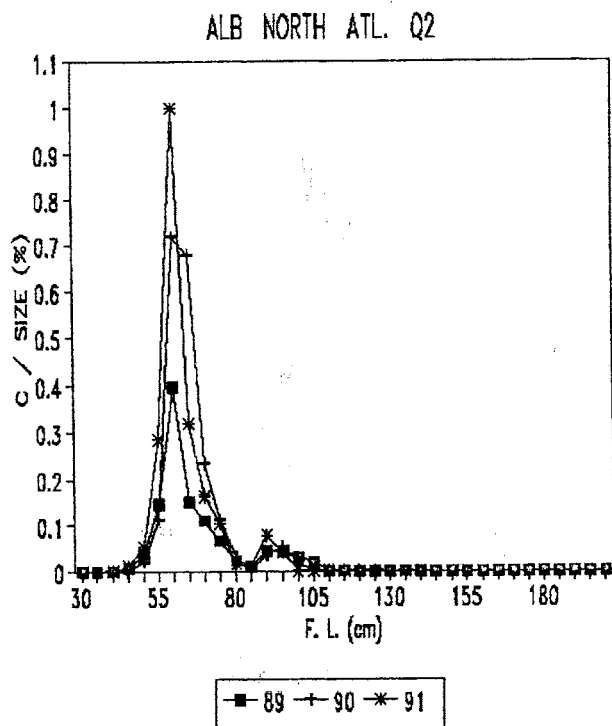
Table 7. Change in length (cm) between ages for various stocks (Section 3) and for the simulated data (Section 5) and approximate standard deviations (cm).

Stocks	Approximate standard deviation	AGE				
		1-2	2-3	3-4	4-5	5-6
North Atlantic albacore	3- 5	10	10	10	8	6
West Atlantic bluefin tuna	5-10	25	25	20	20	20
East Atlantic bluefin tuna	3-15	25	20	20	20	15
Swordfish	8-15	30	20	20	15	15
Yellowfin tuna	N/A	30	40	30	20	10
Haddock	3- 5	15	7	7	6	4
Test - clear modes	6-15	54	36	24	16	11
Test - blurred modes	12-21	54	36	24	16	11

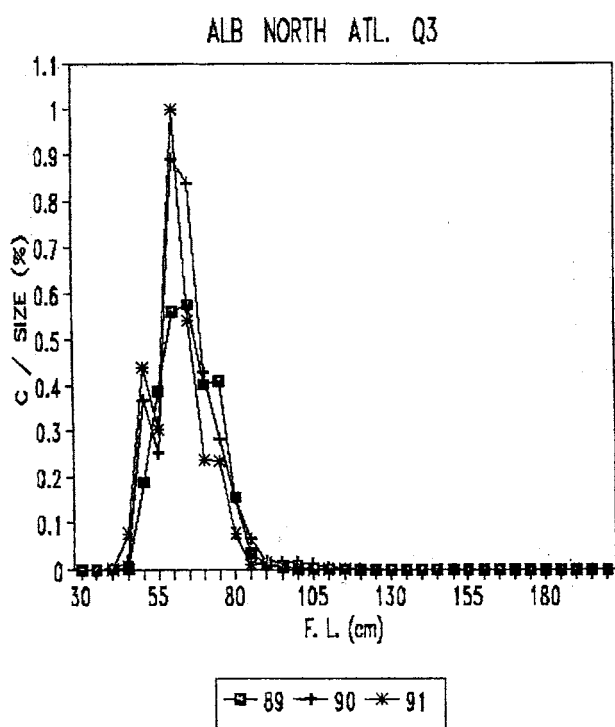
(a) 1st Quarter



(b) 2nd Quarter



(c) 3rd Quarter



(d) 4th Quarter

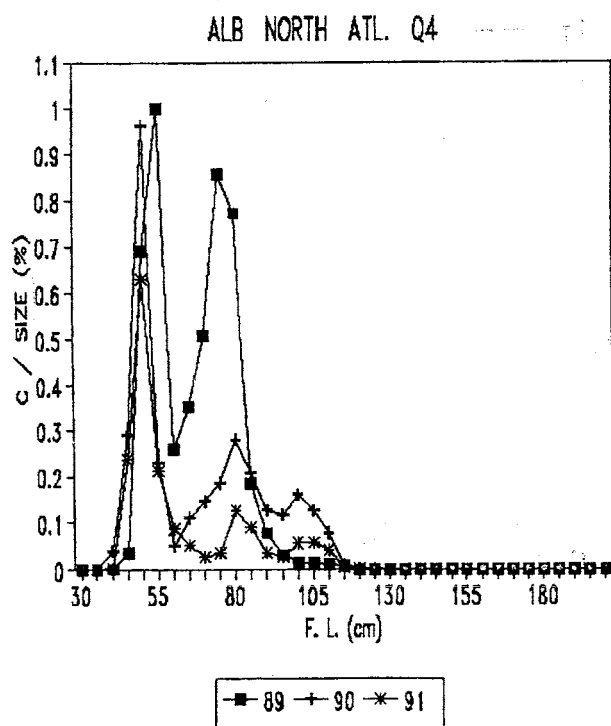
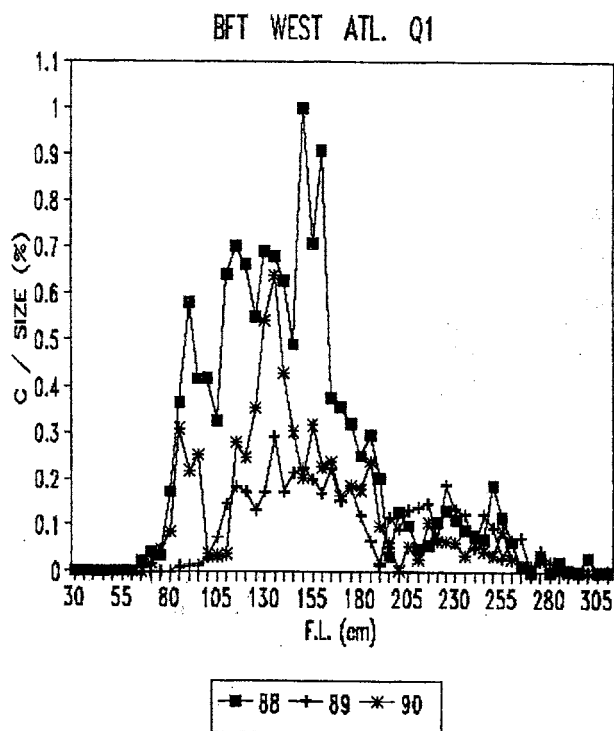
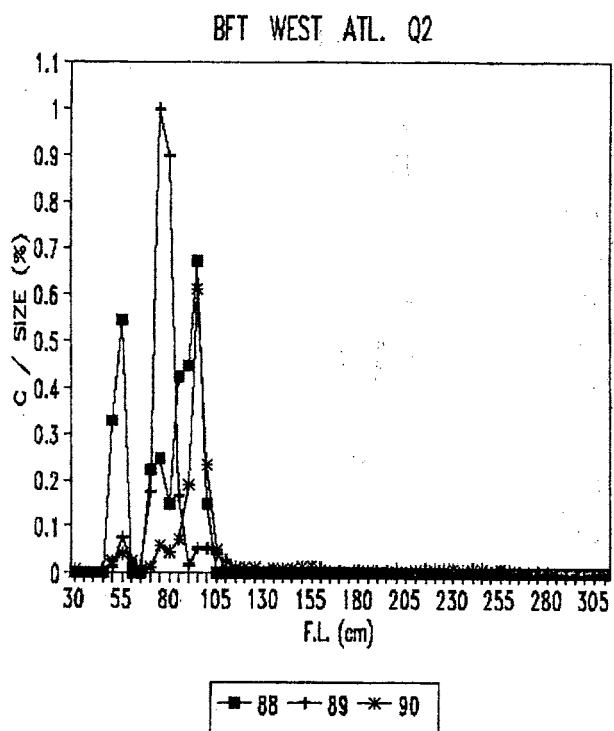


Fig. 1. Quarterly catch-at-size from 1989-1991 for north Atlantic albacore.

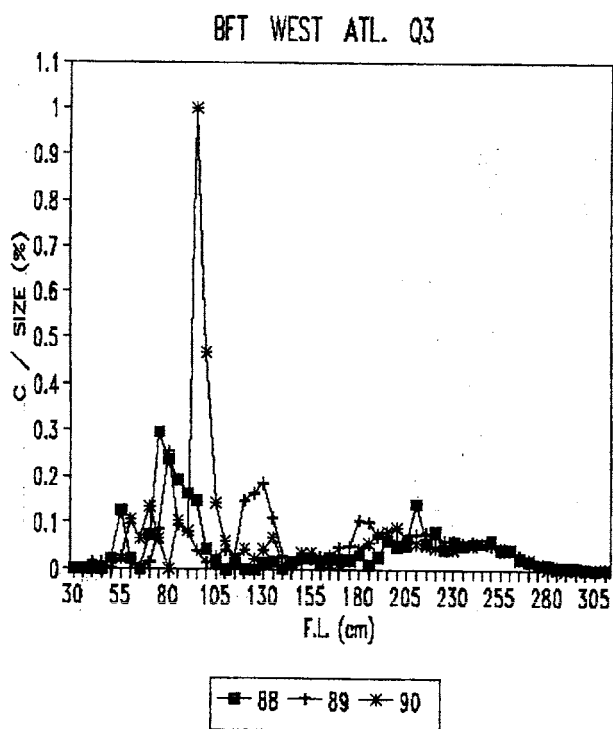
(a) 1st Quarter



(b) 2nd Quarter



(c) 3rd Quarter



(d) 4th Quarter

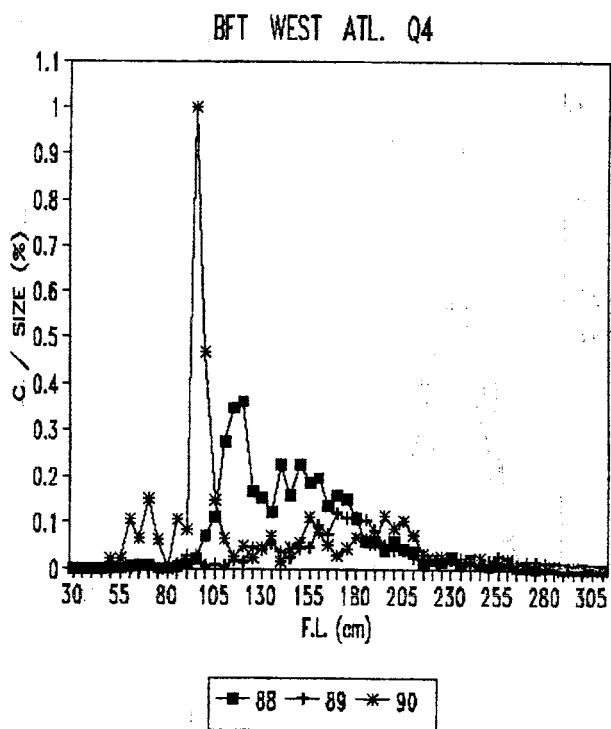
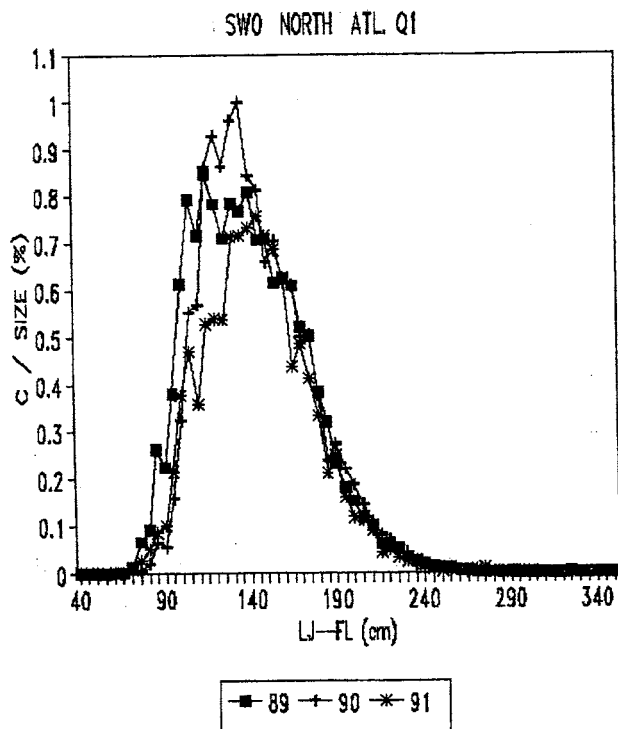
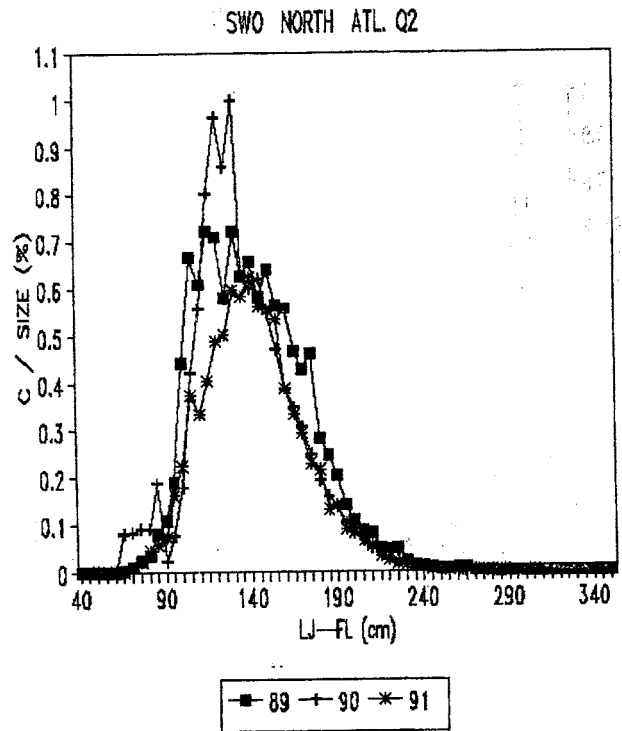


Fig. 2. Quarterly catch-at-size from 1988-1990 for west Atlantic bluefin tuna.

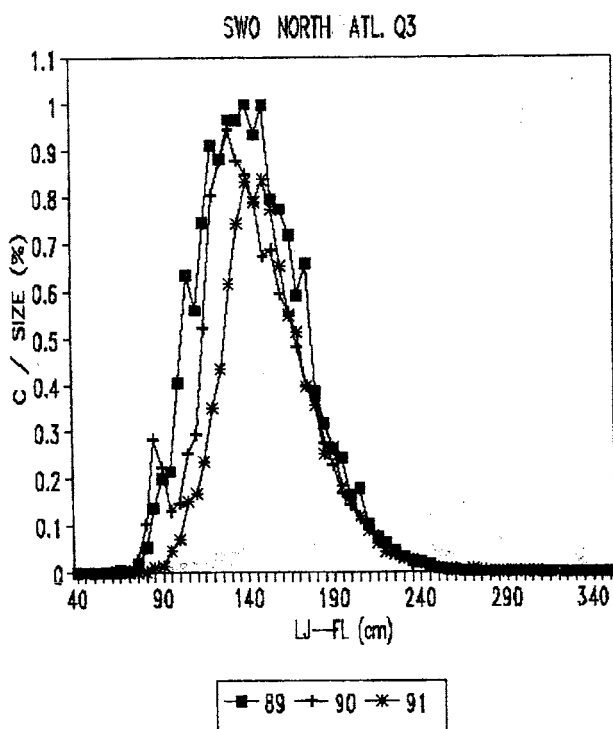
(a) 1st Quarter



(b) 2nd Quarter



(c) 3rd Quarter



(d) 4th Quarter

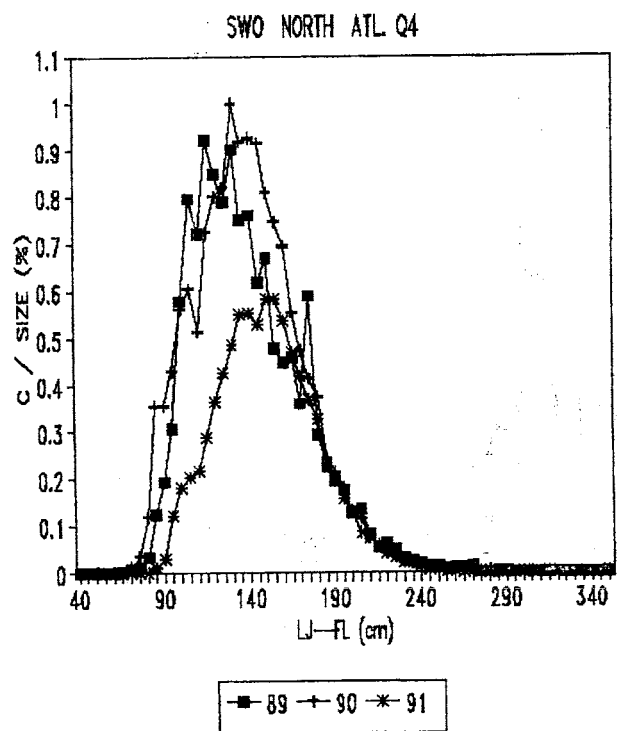
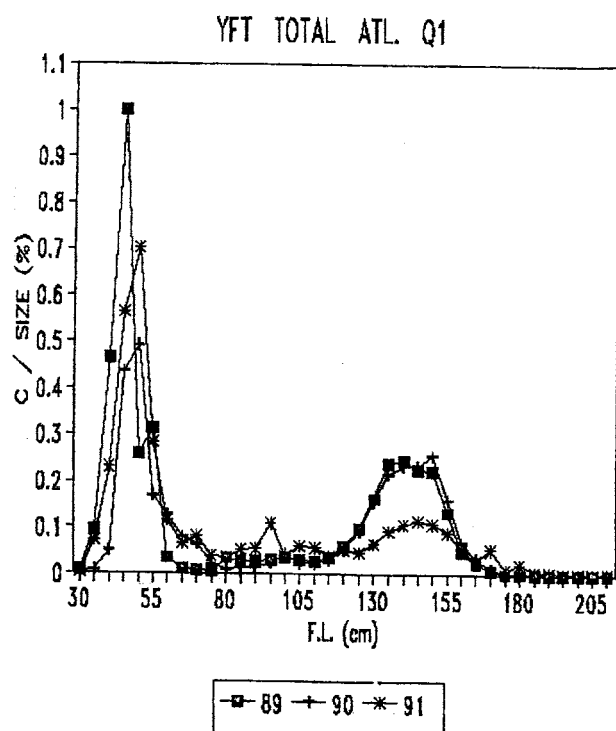
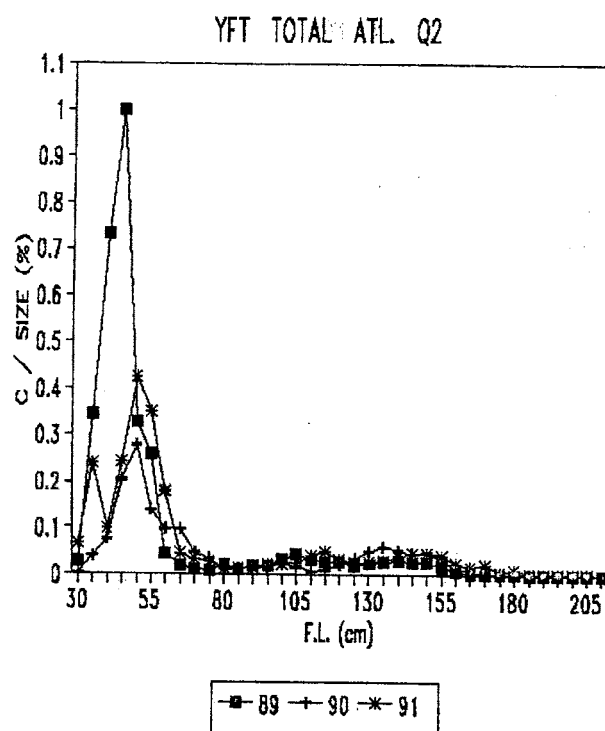


Fig. 3. Quarterly catch-at-size from 1989-1991 for North Atlantic swordfish.

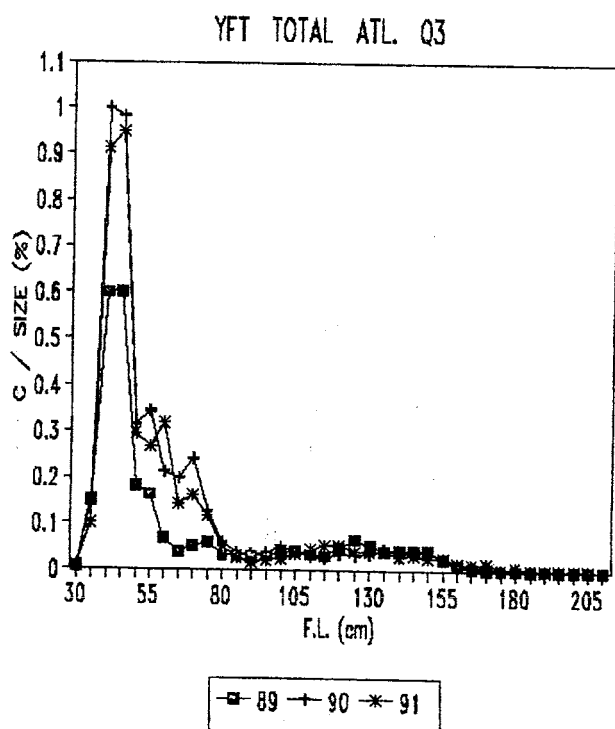
(a) 1st Quarter



(b) 2nd Quarter



(c) 3rd Quarter



(d) 4th Quarter

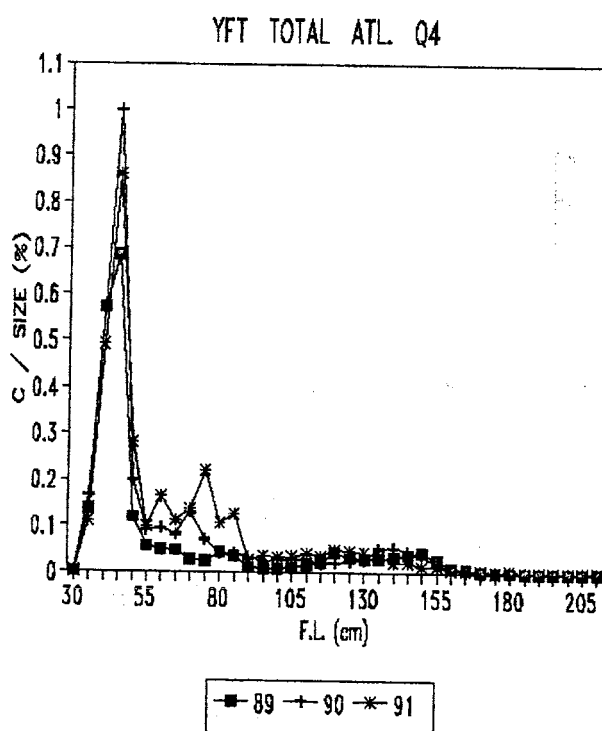


Fig. 4. Quarterly catch-at-size from 1989-1991 for total Atlantic yellowfin tuna.

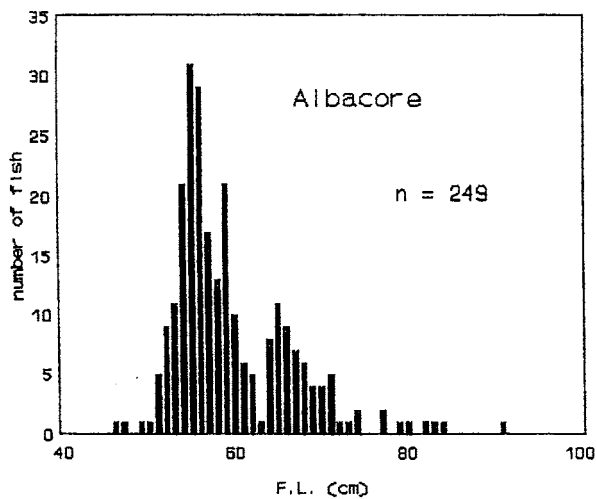


Fig. 5. Distribution of length at release of recaptured albacore used in the analysis for Table 1.

(a)

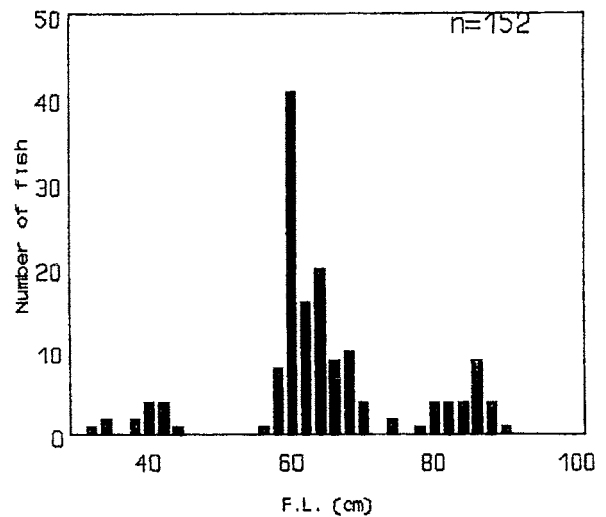
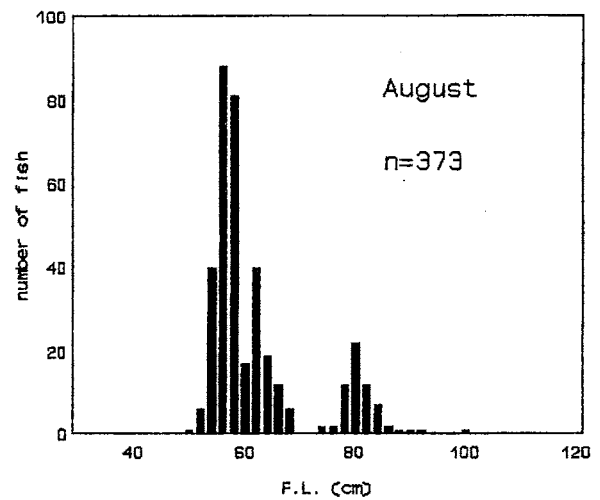
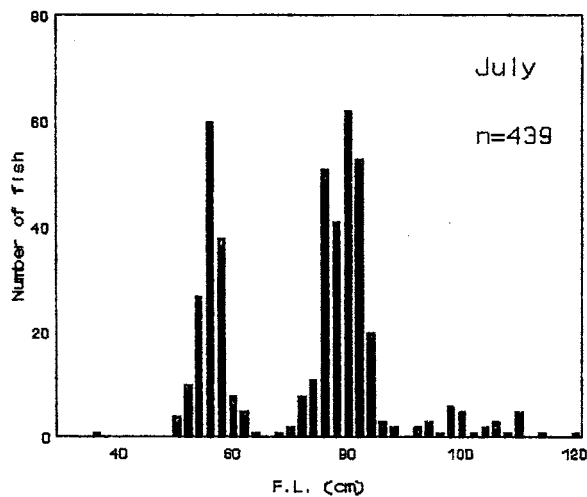


Fig. 6. Distribution of length at release of recaptured east Atlantic bluefin tuna used in the analysis for Table 3.



(b)

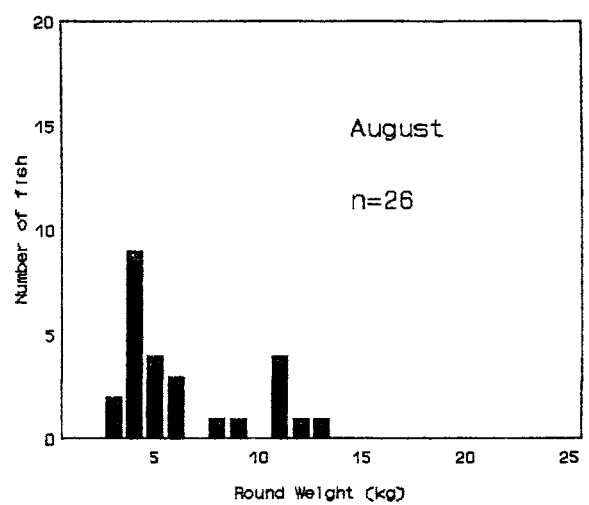
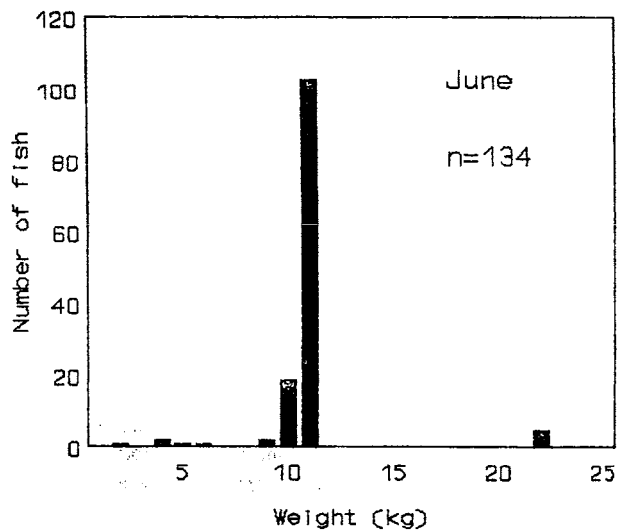


Fig. 7. Distribution of length (a) and weight (b) at release of recaptured west Atlantic bluefin tuna used in the analysis for Table 4.

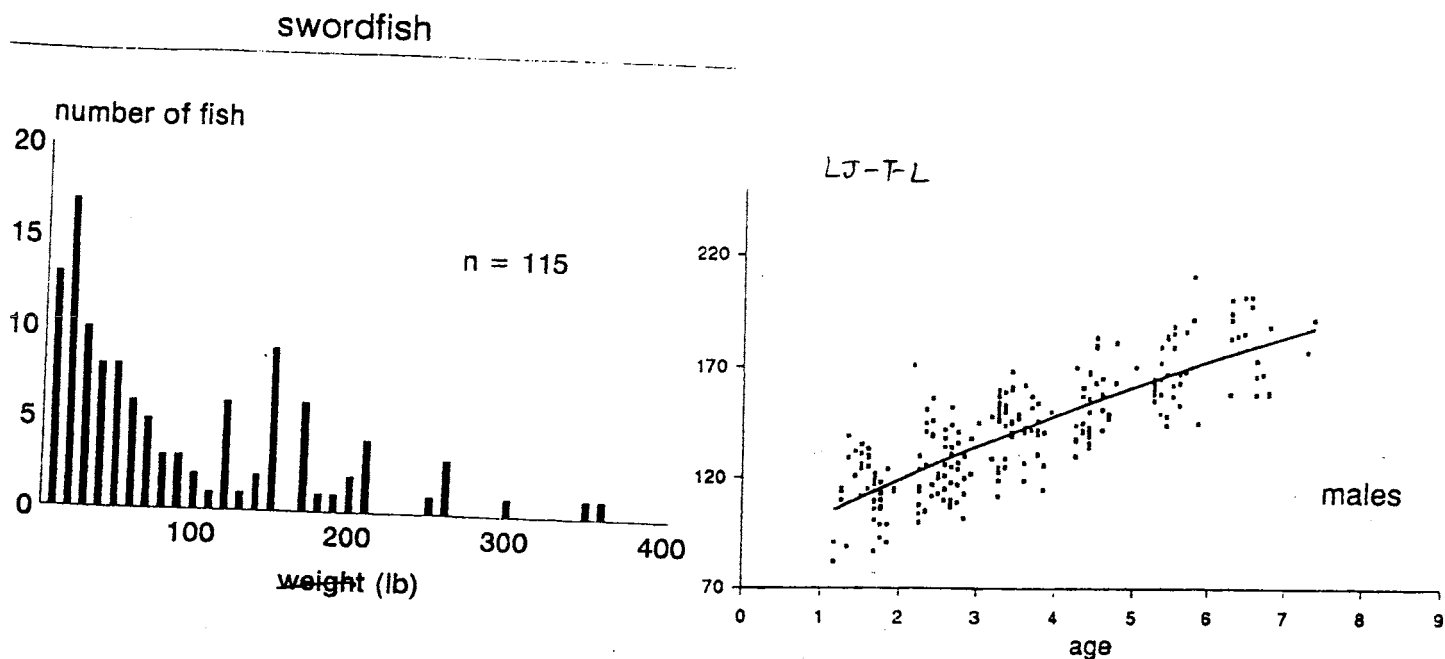


Fig. 8. Distribution of dressed weight (lbs.) at release of recaptured swordfish.

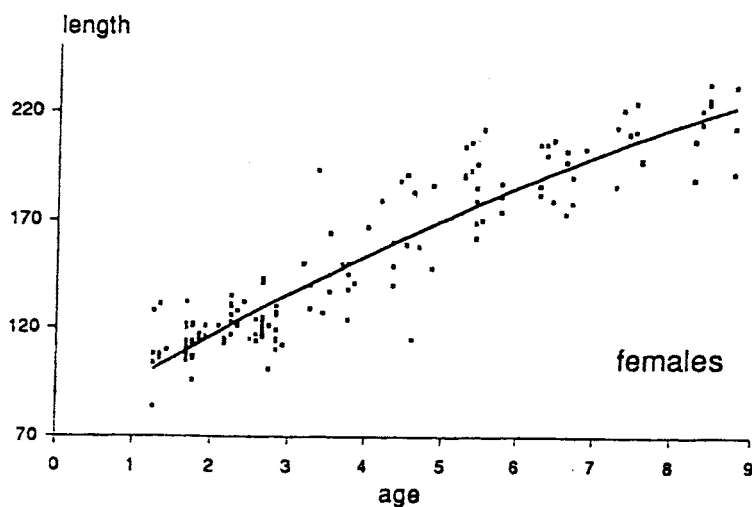


Fig. 9. Fit of von Bertalanffy growth function to male and female length-at-age data (cm) from anal fin spine analysis (non-back calculated data from Berkeley and Houde, 1983; source Haist and Porter, 1993).

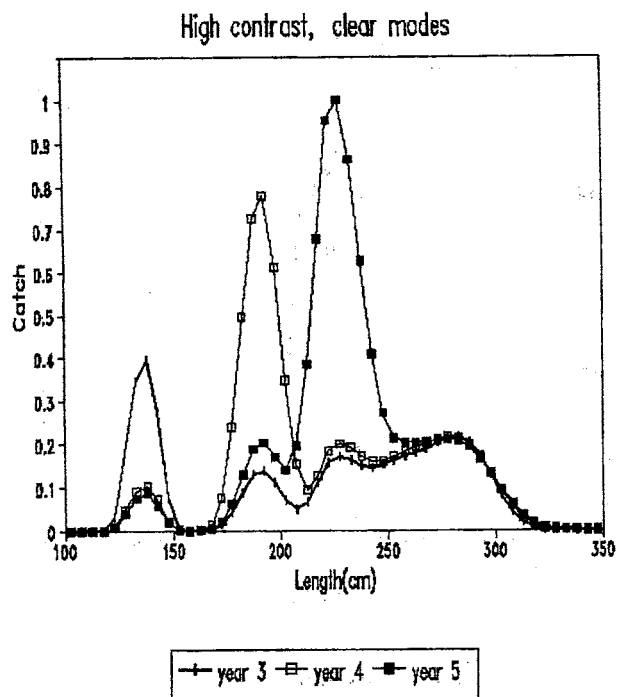


Fig. 10. Simulated relative catch-at-length distributions for high contrast with clear modes.

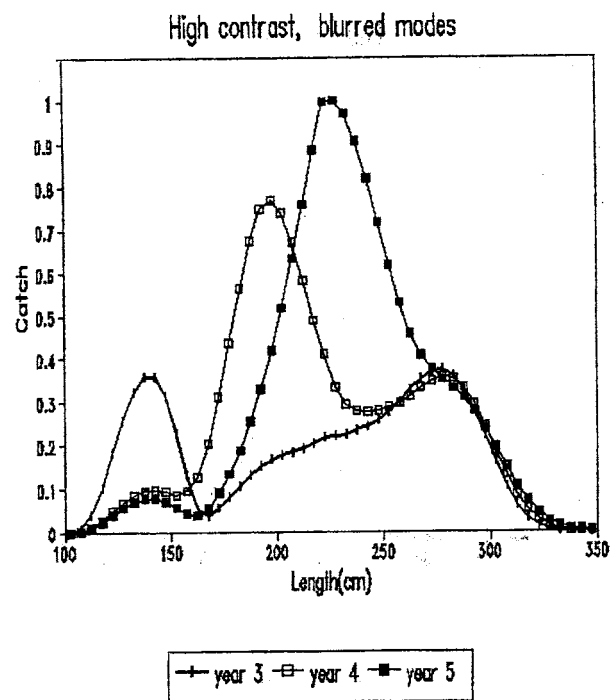


Fig. 11. Simulated relative catch-at-length distributions for high contrast with blurred modes.

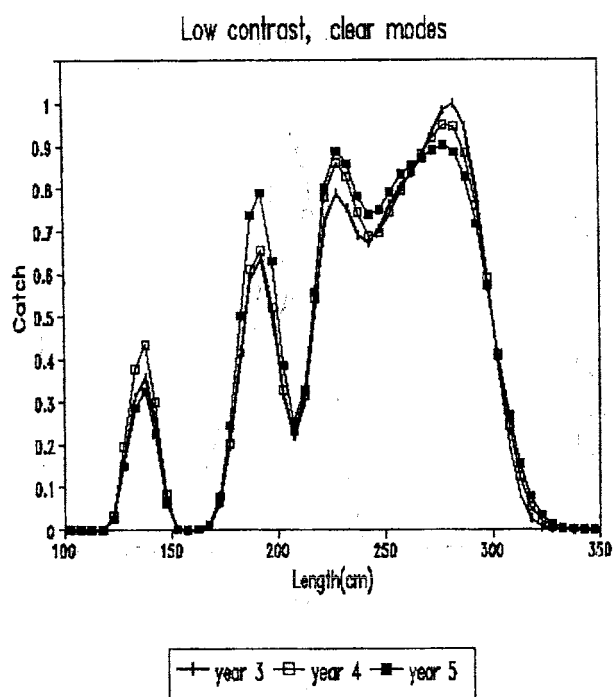


Fig. 12. Simulated relative catch-at-length distributions for low contrast with clear modes.

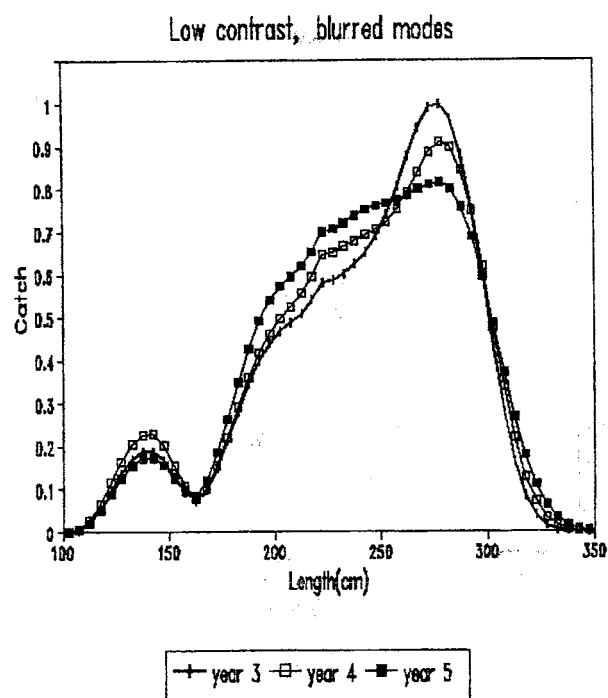


Fig. 13. Simulated relative catch-at-length distributions for low contrast with blurred modes.

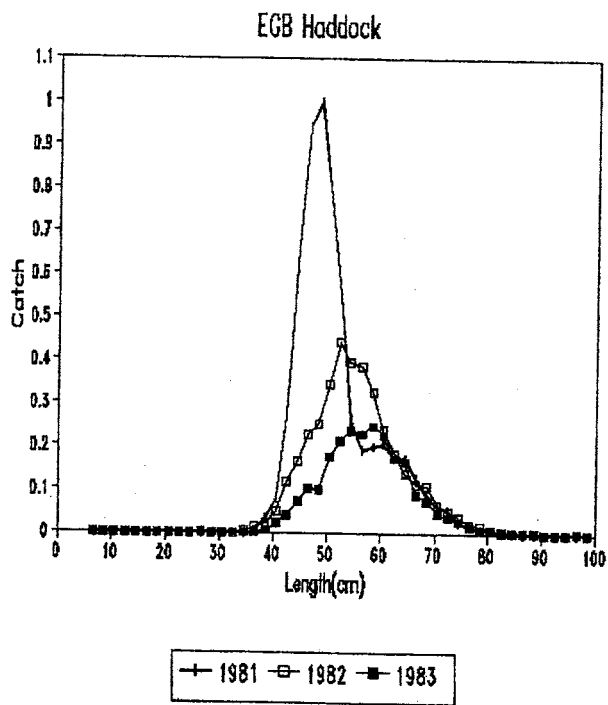


Fig. 14. Relative catch-at-length distributions for eastern Georges Bank haddock, 1981-1983.

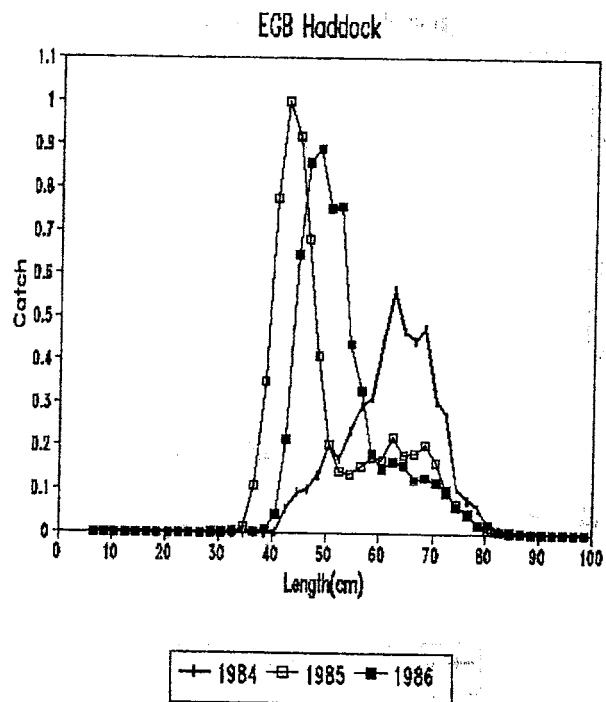


Fig. 15. Relative catch-at-length distributions for eastern Georges Bank haddock, 1984-1986.

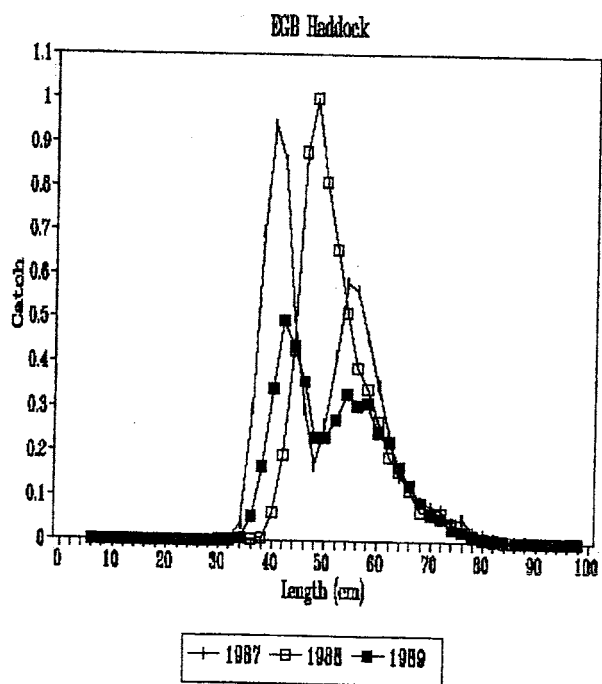


Fig. 16. Relative catch-at-length distributions for eastern Georges Bank haddock, 1987-1989.

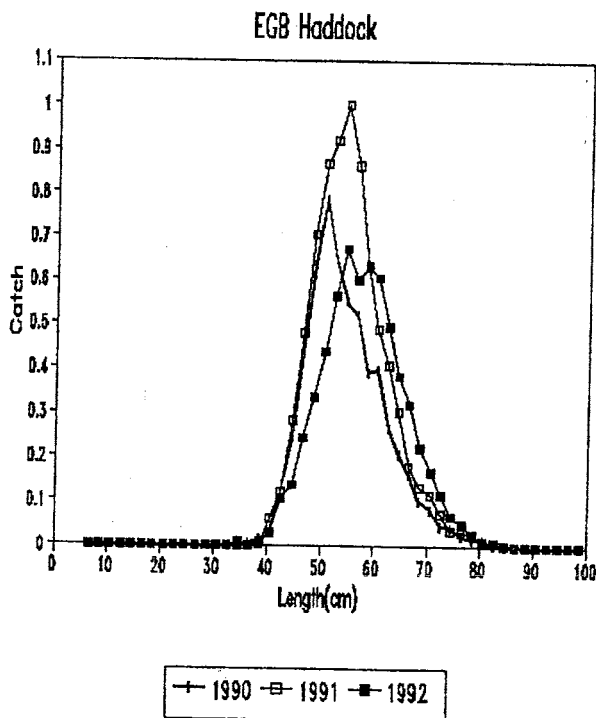


Fig. 17. Relative catch-at-length distributions for eastern Georges Bank haddock, 1990-1992.

APPENDIX 1

AGENDA

1. Opening of meeting
2. Introduction: Current Methods for Stocks Under ICCAT Mandate
 - a) Albacore
 - b) Bluefin tuna
 - c) Swordfish
 - d) Yellowfin tuna
3. Growth and Dispersion in Size and Age
 - a) Albacore
 - b) Bluefin tuna
 - c) Swordfish
 - d) Yellowfin tuna
4. Application of the Various Methods in the ICCAT Stock Assessments
 - a) Review of new information
 - b) Development of size-specific CPUE
 - c) Application of LLSPA Kimura model (SCRS/93/51)
 - d) Interpretation of size-specific sex ratios
5. Evaluation of Model Performance
 - a) Generation of simulated data
 - b) Data for eastern Georges Bank haddock
 - c) Preliminary application of the integrated VPA-key method to simulated data
 - d) Swordfish data
6. Recommendations for Continued Research
7. Adoption of the Report and Closure of the Meeting

ORDRE DU JOUR

1. Ouverture de la réunion
2. Introduction: Méthodes actuelles pour les stocks sous le mandat de l'ICCAT
 - a. Germon
 - b. Thon rouge
 - c. Espadon
 - d. Albacore
3. Croissance et dispersion dans la taille et âge
 - a. Germon
 - b. Thon rouge
 - c. Espadon
 - d. Albacore
4. Application de plusieurs méthodes dans l'évaluation des stocks de l'ICCAT
 - a. Examen de nouvelles informations
 - b. Elaboration d'une CPUE spécifique de la taille
 - c. Application du modèle Kimura LLSPA (SCRS/93/51)
 - d. Interprétation des sex ratios spécifiques de la taille
5. Evaluation du fonctionnement du modèle
 - a. Elaboration de données simulées
 - b. Données d'églefin à l'est de Georges Bank
 - c. Application préliminaire de la méthode clé-VPA intégrée à des données simulées
 - d. Données sur l'espadon
6. Recommandations pour la poursuite de la recherche
7. Adoption du rapport et clôture de la réunion

APENDICE 1

ORDEN DEL DIA

1. Apertura de la reunión
2. Introducción: Métodos actuales utilizados para stocks que son competencia de ICCAT
 - a. Atún Blanco
 - b. Atún Rojo
 - c. Pez Espada
 - d. Rabil
3. Crecimiento y dispersión en talla por edad
 - a. Atún Blanco
 - b. Atún Rojo
 - c. Pez Espada
 - d. Rabil
4. Aplicación de los diversos métodos en las evaluaciones de stock llevadas a cabo por ICCAT
 - a. Examen de nueva información
 - b. Desarrollo de CPUE específica de la talla
 - c. Aplicación del modelo Kimura LLSPA (SCRS/93/51)
 - d. Interpretación de las proporciones de sexos específicas de la talla
5. Evaluación de la operatividad del modelo
 - a. Creación de datos simulados
 - b. Datos para el eglefino de la zona este del Georges Bank
 - c. Aplicación preliminar del método de clave-VPA integrada a datos simulados
 - d. Datos de Pez Espada
6. Recomendaciones sobre investigación en el futuro
7. Adopción del informe y Clausura de la Reunión

LIST OF PARTICIPANTS
LISTE DES PARTICIPANTS
LISTA DE PARTICIPANTES

Member Countries
Pays Membres
Países Miembros

CANADA

ALVARADO BREMER, Jaime R.
 Dept. of Biological Sciences
 University of South Carolina
 515 Coker Life Science Building
 Columbia, South Carolina 29208
 (U.S.A.)

BECKETT, James S.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Fisheries Research Branch
 200 Kent Street
 12th Floor, Stn. 1256
 Ottawa, Ontario K1A 0E6

GAGNON, Pierre
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Maurice Lamontagne Institute
 P.O. Box 1000
 Mont-Joli, Québec G5H 1B7

GAVARIS, Stratis
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

HOENIG, John M.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Centre of Disciplinary Expertise for Resource
 Assessment and Survey Methodology
 P.O. Box 5667
 St. John's, Newfoundland A1C 5X1

MOHN, Robert
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Marine Fish Division
 Bedford Institute of Oceanography
 P.O. Box 1006
 Dartmouth, Nova Scotia B2Y 4A2

O'BOYLE, Robert N.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Marine Fish Division
 Bedford Institute of Oceanography
 P.O. Box 1006
 Dartmouth, Nova Scotia B2Y 4A2

PORTER, Julie M.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

POWER, Michael J.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

SINCLAIR, Michael M. *
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Sciences Branch
 Bedford Institute of Oceanography
 P.O. Box 1006
 Dartmouth, New Brunswick B2Y 4A2

STEPHENSON, Robert L.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

STONE, Heath H.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Freshwater & Anadromous Fisheries Division
 P.O. Box 550
 Halifax, Nova Scotia B3J 2S7

* Opening of Workshop only / N'a assisté qu'à l'ouverture de la Consultation / Solo asistió a la apertura de las Jornadas.

VAN BECKHAUTE, Lutgarde A.M.
Dept. of Fisheries & Oceans
Biological Station
St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

WATSON-WRIGHT, Wendy M. *
Dept. of Fisheries & Oceans
Biological Station
St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0

JAPAN / JAPON

UOZUMI, Yuji
National Research Institute of Far Sea Fisheries
Tuna Ecology Section
7-1 Orido 5-chome
Shimizu-shi, Shizuoka 424

SPAIN / ESPAGNE / ESPAÑA

MEJUTO GARCIA, Jaime
Instituto Español de Oceanografía
Centro Oceanográfico de La Coruña
Apartado 130
15080 - La Coruña

ORTIZ DE ZARATE, Victoria
Instituto Español de Oceanografía
Centro Oceanográfico del Cantábrico
Apartado 240
39080 - Santander

UNITED STATES / ETATS-UNIS / ESTADOS UNIDOS

HOEY, John J.
National Fisheries Institute Inc.
1525 Wilson Boulevard
Suite 500
Arlington, Virginia 22209

KIMURA, Daniel K.
NOAA-NMFS - Alaska Fisheries Science Center
7600 Sand Point Way NE
Bldg. 4, BIN C15700
Seattle, Washington 98115-0070

RESTREPO, Victor R.
University of Miami - RSMAS
Cooperative Institute for Fisheries Education
and Research
4600 Rickerbacker Causeway
Miami, Florida 33149

SCOTT, Gerald P.
NOAA-NMFS - Southeast Fisheries Science
Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149

TURNER, Stephen C.
NOAA-NMFS - Southeast Fisheries Science
Center
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149

*ICCAT Secretariat
Secrétariat ICCAT
Secretaría de ICCAT*

MIYAKE, Peter M.
ICCAT
Principe de Vergara, 17
28001 - Madrid
(España)

*Observers
Observateurs
Observadores*

IATTC

ANGANUZZI, Alejandro
IATTC
c/o Scripps Institution of Oceanography
8604 La Jolla Shores Drive
La Jolla, California 92037
(U.S.A.)

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

- SCRS/93/51 Consideration of a length-based, separate VPA methodology for application to large pelagics - Kimura, D.
- SCRS/93/52 A review of the recent information on size at age and the calculation of age from size for Atlantic Bluefin tuna - Turner, S.C.
- SCRS/93/54 Review of swordfish age and growth data and methodologies - Porter, J.M.
- SCRS/93/55 Application of length at age distributions to derive age composition from length frequencies of Georges Bank haddock - Gavaris, S., L. Van Eckhaute
- SCRS/93/56 A comparison of three methods to convert catch at length data into catch at age - Mohn, R.
- SCRS/93/58 Ageing the catch at size for yellowfin tuna: A review note on ICCAT's methods - Fonteneau, A.
- SCRS/93/59 The estimation of ageing error probabilities - Gagnon, P.
- SCRS/93/60 A new approach to age-length keys: using last year's and this year's data to estimate age composition - Hoenig, J.M., Heisey, D.M., Hanamura, R.C.

BACKGROUND INFORMATION FOR RESPECTIVE SECTIONS OF REPORT

4b. Development of Size-specific CPUE Information

The Spanish and Japanese swordfish catch and effort information was summarized by 5 cm interval ranges for use in application with the assessment models which utilize an embedded growth model in the sequential population analysis procedure. The Spanish longline data set by trip from 1983-1991 (as used in development of the age-specific Spanish CPUE series for the 1992 SCRS swordfish species group meeting, SCRS/92/49). The Spanish longline data were standardized using the general linear modelling approach applied to log-transformed catch per 10,000 hooks. The 0 CPUE was included in analysis adding 1 to the CPUE values before log transformation. The analysis methods applied and classification levels applied were the same as used in SCRS/92/49. For these analyses, catch-rates were standardized for area, quarter, and the area x quarter interaction. Results of these calculations are shown in Table 4.b.1 and in Figure 4.b.1.

The Japanese longline data base used for standardizing catch-rates from this fishery for the 1992 SCRS swordfish species group were not available at the Workshop. Nominal CPUE (fish/10,000 hooks) was computed for the Japanese fishery by dividing total Japanese north Atlantic swordfish catch at each 5cm interval by total Japanese longline effort in the North Atlantic for the period 1978-1991. The results of these calculations are presented in Figure 4.b.2.

4c. Application of the Length Based Separable Sequential Population Analysis to the North Atlantic Swordfish

The working paper on length-based separable sequential population analysis (LSSPA SCRS/93/51) for swordfish used catch-at-length data from Spain, Japan, the U.S., and other countries, but used only available U.S. CPUE data by length categories to tune the model. In addition, the working paper assumed logistic selectivity ($\mu = 137$ cm, $\sigma = 25$) and a q value of 0.000025 to scale the model population to U.S. CPUE. Questionable 1991 CPUE data, a year when size limits might have influenced catch-rates was also used.

The Workshop allowed the calculation of Spanish and Japanese CPUE by length category, which was incorporated along with the U.S. CPUE data into the model. Logistic selectivities, $\mu = 137$, $\sigma = 25$, were used for Spain and U.S. fisheries; and, $\mu = 142$, $\sigma = 25$, were used for Japan and other fisheries.

The scaling coefficients (q) were assumed to be 0.00002(US), 0.000055(ESP), and 0.0000066(JPN). The questionable 1991 CPUE data were not used. Figure 4.c.1 (top) show the length-at-age, and length selectivity curves used in the model. Figure 4.c.1 (bottom) shows the histograms of residuals for the fits to log-catch and log-CPUE. Figure 4.c.2 (top-left) shows estimated recruitment of 1-yr-olds from 1978 to 1991. The estimated total population of 1 to 10-yr-olds is shown in Figure 4.c.2 (top-right). Estimated fishing mortality both by fishery (Figure 4.c.2, bottom-left) and summed over all fisheries (Figure 4.c.2, bottom-right) increased steadily from 1978 to 1991. Figure 4.c.3 shows the histograms of log-CPUE residuals plotted by nation. The symmetric nature of these residuals indicate the consistency of CPUE data between Spain, Japan, and the U.S.

The LSSPA also provides insight into the variability of model results. Because the LSSPA is simply a least-squares model, variances can be easily and quickly calculated. Table 4.c.1 shows the coefficient of variation for annual recruitment and total population (summed 1 to 10 yr-olds). These results indicate that the decline estimated in 1990 and 1991 have been estimated with high uncertainty.

4d. Interpretation of Size-specific Sex Ratios

Several methods are available for interpreting age-specific (or size-specific) sex ratios (Paulik and Robson 1969; Hoenig et al. 1990; Sanders 1987; Garcia and Albaret 1977). The paper by Garcia and Albaret (1977) was not available; the other papers were reviewed and found not to be applicable to swordfish.

A new method was developed for estimating the ratio of survival rates of males to females (or the difference in instantaneous mortality rates) for a given age.

In a year, the catch from a cohort is given by the catch equation as

$$C = \frac{F}{Z} (1 - e^{-Z}) N_0$$

where C = catch, F = instantaneous fishing mortality rate, Z = instantaneous total mortality rate, and N_0 is the abundance of the cohort at the start of the year.

The sex ratio in the catch at age a in year t is

$$SR_{a,t} = SR_1 = \frac{\frac{F_1^f}{Z_1^f} (1 - e^{-Z_1^f}) N_0^f}{\frac{F_1^m}{Z_1^m} (1 - e^{-Z_1^m}) N_0^m}$$

where the superscripts denote sex.

One year later the sex ratio in the catch is

$$SR_{a+1,t+1} = SR_2 = \frac{\frac{F_2^f}{Z_2^f} (1 - e^{-Z_2^f}) N_0^f e^{-Z_1^f}}{\frac{F_2^m}{Z_2^m} (1 - e^{-Z_2^m}) N_0^m e^{-Z_1^m}}$$

If we assume the mortality rates did not change as the cohort advanced to another age in another year, then

$$\frac{SR_2}{SR_1} = \frac{e^{-Z_1^f}}{e^{-Z_1^m}} = \text{ratio of survival rates}$$

Thus, if we can determine the separate catches of males and females of age a in one year, and the catches at age $a+1$ in the next year, then we can estimate the ratio of the survival rates.

The natural logarithm of the sex ratios is thus an estimate of the difference in the instantaneous total mortality rates and, if the natural mortality rate is the same for both sexes, this is also an estimate of the difference in the instantaneous fishing mortality rates.

This method turns out to be the same as the one in Hoenig et al. (1990). However, the assumptions leading to the estimator are different from those made by Hoenig et al.

One would like to know the values of the fishing mortality rates by sex and not just the difference in rates. For this, one would need to know the value of the ratio of initial abundances and this is not likely to be known.

INFORMATION DE BASE POUR LES DIFFERENTES SECTIONS DU RAPPORT**4b. Elaboration de l'information de CPUE spécifique de la taille**

L'information sur la prise et effort de l'espadon de la pêcherie espagnole et japonaise a été récapitulée par intervalles de 5 cm pour l'employer dans l'application des modèles d'évaluation qui incorporent un modèle de croissance dans l'analyse séquentielle de la population. Le jeu de données de la palangre espagnole par sortie, de la période 1983-91 (tel qu'utilisé dans le développement de la série de CPUE espagnole spécifique de l'âge pour la réunion du groupe d'espèces de l'espadon de 1992 du SCRS). Les données palangrières espagnoles ont été standardisées en utilisant la méthode du modèle linéaire généralisé appliqué à la transformation logarithmique obtenu des prises capturées par 10.000 hameçons. La CPUE 0 a été incluse dans l'analyse en ajoutant 1 aux valeurs de CPUE avant la transformation logarithmique. Les méthodes d'analyse et les niveaux de classification appliqués étaient les mêmes que ceux utilisés dans le SCRS/92/49. Pour ces analyses, les taux de prise ont été normalisés par zone, trimestre, et l'interaction zone x trimestre. Les résultats de ces calculs sont présentés au **Tableau 4b.1** et à la **Figure 4b.1**.

La base de données palangrières japonaises utilisée pour normaliser les taux de capture de cette pêcherie pour le groupe d'espèces de l'espadon du SCRS de 1992 n'était pas disponible aux Journées d'étude. La CPUE nominale (poissons/1000 hameçons) a été calculée pour la pêcherie japonaise en divisant la prise globale japonaise de l'Atlantique nord à intervalles de 5 cm par l'effort global de la palangre japonaise de l'Atlantique nord de la période 1978-91. Les résultats de ces calculs sont présentés à la **Figure 4b.2**.

4c. Application de l'analyse séquentielle de population séparable basée sur la taille, à l'espadon de l'Atlantique nord

Le document sur l'analyse séquentielle de population séparable basée sur la longueur (LSSPA, SCRS/93/51) de l'espadon, présenté à St. Andrews, utilisait les données de prise par longueur de l'Espagne, Japon, Etats-Unis et d'autres pays, mais ne prenaient que les données de CPUE des Etats-Unis par catégories de taille dans la calibration du modèle. Le document supposait aussi une sélectivité logistique ($\mu=137$ cm, $\sigma=25$) et une valeur q de 0.000025 pour mettre la population modèle à échelle avec la CPUE des Etats-Unis. Des données douteuses de CPUE de 1991 ont également été utilisées, année durant laquelle les limites de taille auraient pu exercer une influence sur les taux de prise.

Les Journées d'étude ont permis de calculer la CPUE espagnole et japonaise par catégorie de taille qui, avec les données de CPUE, a été incorporée dans le modèle. Les sélectivités logistiques $\mu=137$, $\sigma=25$ ont été utilisées pour les pêcheries espagnole et des Etats-Unis; et $\mu=142$, $\sigma=25$ pour le Japon et autres pêcheries.

Les coefficients mis à échelle (q) ont été postulés être de 0.00002(Etats-Unis), 0.000055(ESP), et 0.0000066(JPN). Les données douteuses de CPUE de 1991 n'ont pas été utilisées. La Figure 4c.1 (partie supérieure) indique la taille par âge et les courbes de sélectivité de taille utilisées dans le modèle. La Figure 4c.1 (partie inférieure) indique les histogrammes de résidus pour les ajustements au logarithme de la prise et au logarithme de la CPUE. La Figure 4c.2 (partie gauche supérieure) indique le recrutement estimé de poissons de 1 an, de 1978 à 1991. Le total estimé de la population de poissons de 1 à 10 ans est indiqué sur la Figure 4c.2 (partie supérieure droite). La mortalité par pêche estimée, par pêcherie (Figure 4c.2, partie inférieure gauche) et la somme de toutes les pêcheries (Figure 4c.2, partie inférieure droite) a augmenté de façon régulière de 1978 à 1991. La Figure 4c.3 montre les histogrammes de résidus de logarithme de CPUE, par pays. La forme symétrique de ces résidus indique la cohérence des données de CPUE entre l'Espagne, le Japon et les Etats-Unis.

Le LSSPA donne également un aperçu de la variabilité des résultats du modèle. Vu que le LSSPA est uniquement un modèle de moindres carrés, on peut facilement et rapidement calculer les variations. Le Tableau 4c.1 indique le coefficient de variation pour le recrutement annuel et la population globale (ajoutés de 1 à 10 ans). Ces résultats indiquent que la baisse produite en 1990 et 1991 a été estimée avec un fort degré d'incertitude.

4d. Interprétation des sex ratios spécifiques de la taille

Il existe plusieurs méthodes pour interpréter les sex ratios spécifiques de l'âge (ou spécifique de la taille) (Paulik et Robson 1969; Hoenig et al. 1990; Sanders 1987; Garcia et Albaret 1977). Le document de Garcia et Albaret (1977) n'était pas disponible; les autres documents ont été examinés et ont été jugés s'appliquer à l'espadon.

Une nouvelle méthode a été développée pour estimer le ratio de taux de survie de mâles par rapport aux femelles (ou la différence dans les taux instantanés de mortalité) à un âge donné.

Dans une année, la prise d'une cohorte est donnée par l'équation de prise comme suit

$$C = \frac{F}{Z} (1 - e^{-Z}) N_0$$

où C = prise, F = taux instantané de mortalité par pêche, Z = taux instantané de mortalité globale et N_0 est l'abondance de la cohorte au début de l'année.

Le sex ratio de la prise par âge a de l'année t est:

$$SR_{a,t} = SR_1 = \frac{\frac{F_1^f}{Z_1^f} (1 - e^{-Z_1^f}) N_0^f}{\frac{F_1^m}{Z_1^m} (1 - e^{-Z_1^m}) N_0^m}$$

où les exposants indiquent le sexe.

Une année plus tard, le sex ratio de la prise est:

$$SR_{a+1,t+1} = SR_2 = \frac{\frac{F_2^f}{Z_2^f} (1 - e^{-Z_2^f}) N_0^f e^{-Z_1^f}}{\frac{F_2^m}{Z_2^m} (1 - e^{-Z_2^m}) N_0^m e^{-Z_1^m}}$$

Si nous supposons que les taux de mortalité ne changent pas au fur et à mesure que la cohorte avance vers un autre âge d'une autre année, alors

$$\frac{SR_2}{SR_1} = \frac{e^{-Z^f}}{e^{-Z^m}} = \text{rapport des taux de survie}$$

S'il est donc possible de déterminer les prises séparées de mâles et des femelles d'âge $a+1$ en une année, et les prises à l'âge $a+1$ de l'année antérieure, on peut alors estimer le ratio des taux de survie.

Le logarithme naturel des sex ratios est alors une estimation de la différence dans les taux instantanés de la mortalité globale, et si le taux de mortalité naturelle est le même pour les deux sexes, ceci est également une estimation de la différence dans les taux instantanés de mortalité par pêche.

Cette méthode s'avère être la même que celle de Hoenig et al. (1990). Les hypothèses qui conduisent néanmoins à l'estimateur sont différentes de celles effectuées par Hoenig et al.

Il serait bon de connaître les valeurs des taux de mortalité par pêche par sexe et non pas uniquement la différence entre les taux. Pour cela, il conviendrait de connaître la valeur du taux des abondances de départ et ceci n'est pas évident.

INFORMACION DE BASE PARA LOS DIFERENTES APARTADOS DEL INFORME**4.b Desarrollo de información sobre CPUE específica de la talla**

La información sobre captura y esfuerzo de pez espada de España y Japón, se resumió por intervalos de 5 cm para ser aplicada con los modelos de evaluación que utilizan un modelo de crecimiento incorporado, en el procedimiento del análisis secuencial de población. El conjunto de datos españoles de palangre de 1983-1991 (tal como se usaron para el desarrollo de la serie española de CPUE específica de la edad, para la reunión del grupo SCRS sobre el pez espada en 1992, SCRS/92/49). Los datos españoles de palangre se normalizaron por medio del modelo lineal generalizado aplicado al logaritmo de la captura en número de peces por 10.000 anzuelos. Se incluyó la CPUE 0 en los análisis, sumando 1 a los valores de CPUE antes de la transformación logarítmica. Los métodos de análisis y los niveles de clasificación aplicados, eran los mismos usados en el SCRS/92/49. Para estos análisis, se normalizaron las tasas de capturas por zona, trimestre e interacción zona x trimestre. Los resultados de estos cálculos se presentan en la Tabla 4.b.1 y en la Figura 4.b.1.

En las Jornadas de Trabajo no se dispuso de la base de datos japonesa de palangre usada para normalizar las tasas de captura de esta pesquería, destinadas al grupo SCRS de especies para 1992. Para la pesquería japonesa, la CPUE nominal (peces/10.000 anzuelos) fue computada dividiendo el total de la captura japonesa de pez espada en el Atlántico norte a cada intervalo de 5 cm, por el total del esfuerzo palangrero japonés en el Atlántico norte del período 1978-1991. Los resultados de estos cálculos se presentan en la Figura 4.b.2.

4.c Aplicación del análisis secuencial de población separable basado en la talla, al pez espada del Atlántico norte

El documento sobre el análisis secuencial de población separable (LSSPA SCRS/93/51) para el pez espada, usaba los datos de captura por talla de España, Japón, Estados Unidos y otros países, pero sólo usaba los datos norteamericanos de CPUE por categorías de talla, para la calibración del modelo. Además, el documento suponía una selectividad logística ($\mu = 137$ cm, $\sigma = 25$) y un valor de q de 0.000025 para poner la población modelo a escala con la CPUE de Estados Unidos. Se usaron también datos dudosos de CPUE de 1991, año en que los límites de talla pudieron haber influenciado las tasas de captura.

En las Jornadas de Trabajo se pudo hacer el cálculo de la CPUE española y japonesa por categorías de talla, que se incorporó al modelo, junto con los datos de CPUE. Las selectividades logísticas, $\mu = 137$, $\sigma = 25$, se usaron en el caso de las pesquerías española y norteamericana y se usó $\mu = 142$, $\sigma = 25$, en el caso de Japón y otras pesquerías.

Se asumió que los coeficientes para la puesta a escala (q) eran 0.00002 (US), 0.000055 (ESP) y 0.0000066 (JPN). No se usaron los datos dudosos de CPUE de 1991. La Figura 4.c.1 (parte superior) muestra la talla por edad y las curvas de selectividad de talla empleadas en el modelo. La Figura 4.c.1 (parte inferior) muestra los histogramas de residuos para los ajustes al logaritmo de la captura y al logaritmo de la CPUE. La Figura 4.c.2 (parte superior izquierda) muestra el reclutamiento estimado de peces de 1 año, de 1978 a 1991. El total estimado de la población de peces de 1 a 10 años se muestra en la Figura 4.c.2 (parte superior derecha). La mortalidad por pesca estimada, por pesquerías (figura 4.c.2, inferior izquierda) y suma de todas las pesquerías (Figura 4.c.2, inferior derecha) aumentó gradualmente desde 1978 hasta 1991. La Figura 4.c.3 muestra los histogramas de residuos de logaritmo de CPUE, por países. La forma simétrica de estos residuos indica la concordancia de los datos de CPUE entre España, Japón y Estados Unidos.

El LSSPA facilita también una visión interior de la variabilidad de los resultados del modelo. Debido a que el LSSPA es simplemente un modelo de mínimos cuadrados, las variaciones se pueden calcular con facilidad y rapidez. La Tabla 4.c.1 muestra el coeficiente de variación para el reclutamiento anual y la población total (sumados de 1 a 10 años). Estos resultados indican que el descenso en 1990 y 1991, ha sido estimado con un alto grado de incertidumbre.

4.d Interpretación de las proporciones de sexos específicas de la talla

Se cuenta con varios métodos para interpretar las proporciones de sexo específicas de la edad (o específicas de la talla) (Paulid y Robson 1969, Hoenig *et al.* 1990, Sanders 1987, Garcia y Albaret 1977). El documento de Garcia y Albaret (1977) no estaba disponible; se examinaron los restantes documentos, considerándose que no podían aplicarse al pez espada.

Se desarrolló un nuevo método para estimar la proporción de las tasas de supervivencia de los machos en relación con las hembras (o la diferencia en las tasas de mortalidad instantánea) a una determinada edad.

En un año, la captura de una cohorte se da por medio de una ecuación de captura:

$$C = \frac{F}{Z} (1 - e^{-Z}) N_0$$

donde C = captura, F = tasa de mortalidad instantánea por pesca y N_0 es la abundancia de la cohorte a principios del año.

La proporción de sexos en la captura a la edad a en el año t es:

$$SR_{a,t} = SR_1 = \frac{\frac{F_1^f}{Z_1^f} (1 - e^{-Z_1^f}) N_0^f}{\frac{F_1^m}{Z_1^m} (1 - e^{-Z_1^m}) N_0^m}$$

donde los superíndices denotan el sexo.

Un año después la proporción de sexos en la captura es:

$$SR_{a+1,t+1} = SR_2 = \frac{\frac{F_2^f}{Z_2^f} (1 - e^{-Z_2^f}) N_0^f e^{-Z_1^f}}{\frac{F_2^m}{Z_2^m} (1 - e^{-Z_2^m}) N_0^m e^{-Z_1^m}}$$

Suponiendo que las tasas de mortalidad no han cambiado al tiempo que la cohorte avanzaba hacia otra edad en otro año, entonces:

$$\frac{SR_2}{SR_1} = \frac{e^{-Z^f}}{e^{-Z^m}} = \text{proporción de tasas de supervivencia}$$

Así, si se pueden identificar por separado las capturas de machos y hembras de edad a en un año, y las capturas a la edad $a+1$ en el siguiente año, entonces se podrá estimar la proporción de las tasas de supervivencia.

El logaritmo natural de las proporciones de sexos es, por tanto, una estimación de la diferencia en las tasas totales de mortalidad instantánea, y si la tasa de mortalidad natural es igual para ambos sexos, esto es también una estimación de la diferencia de las tasas de mortalidad instantánea por pesca.

Este método resulta ser igual al de Hoenig *et al.* (1990). No obstante, los supuestos que llevan al estimador son diferentes a los establecidos por Hoenig *et al.*

Sería útil conocer los valores de las tasas de mortalidad por pesca por sexo y no simplemente la diferencia en las tasas. Para ello, sería necesario conocer el valor de la proporción de las abundancias iniciales y esto es poco probable.

Table 4b.1 Spanish longline CPUE by 5cm LJFL intervals

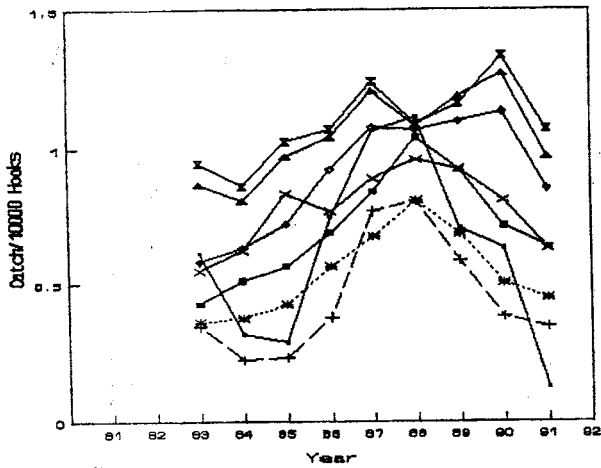
YR	LSNEAN	STDERR	UCPU1	CPU1	LCPU1	1990	1.13385	0.029018	2.29084	2.10889	1.93701
						1991	0.85435	0.027453	1.48067	1.35072	1.22758
LJFL <95						120-124					
1983	0.60989	0.070694	1.11901	0.84484	0.60613	1983	0.86872	0.051697	1.64159	1.38704	1.15702
1984	0.31535	0.064422	0.55845	0.37359	0.21065	1984	0.80985	0.047110	1.46773	1.25008	1.05162
1985	0.28801	0.056714	0.49298	0.33592	0.19537	1985	0.97266	0.041473	1.87142	1.64724	1.44056
1986	0.75049	0.045622	1.31856	1.12024	0.93888	1986	1.04041	0.033362	2.02332	1.83195	1.65269
1987	1.06618	0.061486	2.28244	1.90977	1.57941	1987	1.20833	0.044963	2.66003	2.35129	2.06858
1988	1.11500	0.039739	2.29918	2.05197	1.82328	1988	1.08262	0.029060	2.12676	1.95364	1.79011
1989	0.70721	0.038762	1.19007	1.02985	0.88135	1989	1.18811	0.028345	2.46972	2.28221	2.10483
1990	0.63210	0.040220	1.03753	0.88308	0.74033	1990	1.27246	0.029412	2.78308	2.57116	2.37112
1991	0.12419	0.038050	0.22079	0.13305	0.05163	1991	0.97035	0.027825	1.78787	1.63990	1.49978
95-99						125-129					
1983	0.34389	0.051628	0.56269	0.41230	0.27638	1983	0.94351	0.051873	1.84775	1.57245	1.32376
1984	0.22224	0.047047	0.37103	0.25025	0.14012	1984	0.86381	0.047271	1.60537	1.37482	1.16468
1985	0.23332	0.041418	0.37075	0.26387	0.16532	1985	1.02475	0.041615	2.02581	1.78880	1.57036
1986	0.37806	0.033317	0.55881	0.46027	0.36796	1986	1.06972	0.033476	2.11394	1.91618	1.73099
1987	0.76981	0.044903	1.36040	1.16154	0.97943	1987	1.24220	0.045117	2.78727	2.46674	2.17335
1988	0.81029	0.029021	1.38118	1.24951	1.12513	1988	1.09141	0.029159	2.15499	1.97974	1.81422
1989	0.58439	0.028307	0.89701	0.79462	0.69776	1989	1.16245	0.028442	2.38247	2.19907	2.02561
1990	0.38044	0.029372	0.55029	0.46356	0.38168	1990	1.33588	0.029512	3.03160	2.80502	2.59117
1991	0.34500	0.027788	0.49160	0.41253	0.33765	1991	1.07049	0.027920	2.08209	1.91796	1.76257
100-104						130-134					
1983	0.35867	0.047603	0.57319	0.43305	0.30539	1983	1.02738	0.053160	2.10492	1.79769	1.52087
1984	0.37584	0.043379	0.58693	0.45759	0.33878	1984	1.02908	0.048443	2.08083	1.80177	1.54798
1985	0.42482	0.038189	0.64938	0.53044	0.42006	1985	1.10346	0.042647	2.28038	2.01732	1.77536
1986	0.56401	0.030720	0.86768	0.75854	0.65579	1986	1.12904	0.034306	2.30972	2.09449	1.89326
1987	0.67554	0.041402	1.13304	0.96678	0.81348	1987	1.33712	0.046236	3.17375	2.81214	2.48187
1988	0.81129	0.026758	1.37287	1.25162	1.13658	1988	1.27290	0.029882	2.78828	2.57277	2.36953
1989	0.68818	0.026100	1.09526	0.99077	0.89149	1989	1.22982	0.029148	2.62327	2.42208	2.23206
1990	0.50554	0.027082	0.74889	0.65848	0.57274	1990	1.50713	0.030244	3.79160	3.51582	3.25591
1991	0.44751	0.025622	0.64553	0.56493	0.48829	1991	1.28486	0.028613	2.82422	2.61566	2.41847
105-109						135-139					
1983	0.42699	0.049687	0.69149	0.53453	0.39214	1983	0.98805	0.051037	1.97244	1.68949	1.43347
1984	0.51075	0.045279	0.82308	0.66826	0.52659	1984	1.05481	0.046508	2.14888	1.87453	1.62409
1985	0.56391	0.039861	0.90186	0.75893	0.62674	1985	1.15560	0.040944	2.44419	2.17859	1.93348
YR LSNEAN STDERR UCPU1 CPU1 LCPUI1						1986	1.13691	0.032936	2.32677	2.11880	1.92383
						1987	1.29104	0.044389	2.97106	2.64017	2.33685
						1988	1.14723	0.028689	2.33299	2.15075	1.97847
						1989	1.08226	0.027983	2.11897	1.95251	1.79493
						1990	1.37690	0.029036	3.19644	2.96428	2.74497
1986	0.68982	0.032065	1.12375	0.99439	0.87290	1991	1.26450	0.027470	2.73863	2.54266	2.35696
1987	0.84240	0.043215	1.52953	1.32409	1.13535	140-144					
1988	1.04064	0.027930	1.99149	1.83213	1.68125	1983	1.21554	0.051250	2.73334	2.37655	2.05386
1989	0.92270	0.027243	1.65505	1.51700	1.38612	1984	1.20413	0.046703	2.65742	2.33749	2.04555
1990	0.71617	0.028268	1.16404	1.04740	0.93705	1985	1.20792	0.041115	2.63044	2.34936	2.09004
1991	0.63462	0.026743	0.98852	0.88698	0.79061	1986	1.22820	0.033074	2.64580	2.41696	2.20248
110-114						1987	1.37097	0.044575	3.30308	2.94309	2.61321
1983	0.54644	0.049214	0.90430	0.72919	0.57019	1988	1.20095	0.028809	2.51777	2.32464	2.14212
1984	0.62165	0.044848	1.03513	0.86387	0.70703	1989	1.11679	0.028100	2.22928	2.05623	1.89246
1985	0.83483	0.039481	1.49177	1.30622	1.13449	1990	1.32283	0.029157	2.97649	2.75561	2.54700
1986	0.76779	0.031760	1.29457	1.15609	1.02597	1991	1.33908	0.027585	3.02905	2.81700	2.61611
1987	0.89237	0.042804	1.65695	1.44314	1.24653	145-149					
1988	0.96161	0.027664	1.76271	1.61690	1.47878	1983	1.16673	0.050726	2.55176	2.21561	1.91129
1989	0.92561	0.026984	1.66144	1.52434	1.39430	1984	1.26747	0.046226	2.89286	2.55567	2.24768
1990	0.81176	0.027999	1.37984	1.25275	1.13246	1985	1.26094	0.040695	2.82489	2.53166	2.26091
1991	0.63092	0.026489	0.98018	0.87999	0.78488	1986	1.20085	0.032736	2.54505	2.32473	2.11811
115-119						1987	1.27614	0.044119	2.91018	2.58626	2.28917
1983	0.57865	0.051005	0.97371	0.78594	0.61604	1988	1.16714	0.028514	2.39886	2.21411	2.03941
1984	0.62989	0.046480	1.05870	0.87944	0.71579	1989	1.08368	0.027813	2.12234	1.95669	1.79982
1985	0.72092	0.040918	1.22990	1.05805	0.89944	1990	1.26951	0.028860	2.76779	2.56058	2.36477
1986	0.92457	0.032916	1.69022	1.52214	1.36457	1991	1.32556	0.027303	2.97270	2.76569	2.56948
1987	1.07616	0.044362	2.20302	1.93629	1.69177	150-154					
1988	1.06644	0.028671	2.07421	1.90622	1.74741						
1989	1.10025	0.027966	2.17547	2.00610	1.84576						

Table 4b.1 Continued.

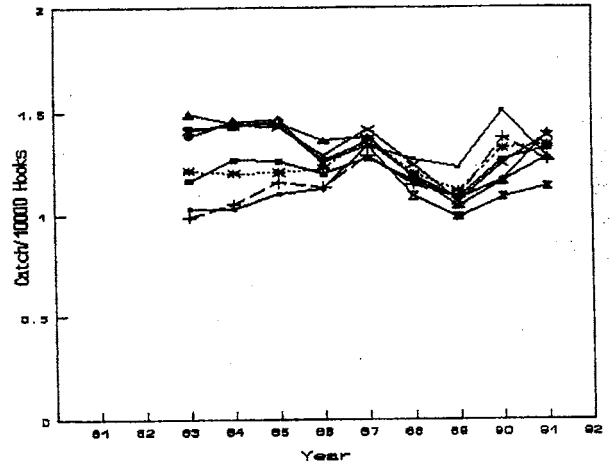
1983	1.40963	0.050896	3.52980	3.09973	2.71050	1986	0.98272	0.028684	1.82737	1.67280	1.52668
1984	1.43642	0.046380	3.61078	3.21012	2.84428	1987	1.01198	0.038658	1.96980	1.75309	1.55219
1985	1.42793	0.040831	3.52126	3.17353	2.85255	1988	0.80965	0.024985	1.36065	1.24783	1.14040
1986	1.28914	0.032845	2.87312	2.63164	2.40521	1989	0.74091	0.024371	1.20113	1.09846	1.00058
1987	1.41700	0.044267	3.50301	3.12879	2.78566	1990	0.78988	0.025287	1.31583	1.20384	1.09728
1988	1.24238	0.028610	2.66513	2.46526	2.27630	1991	0.83555	0.023924	1.41749	1.30675	1.20108
1989	1.06653	0.027906	2.06980	1.90640	1.75170	185-189					
1990	1.24954	0.028956	2.69399	2.49019	2.29762	1983	1.07489	0.042526	2.18721	1.93232	1.69782
1991	1.38620	0.027394	3.22181	3.00111	2.79195	1984	1.04707	0.038753	2.07645	1.85143	1.64287
155-159						1985	0.97131	0.034116	1.82570	1.64293	1.47199
1983	1.38226	0.050993	3.40838	2.98908	2.60966	1986	0.88817	0.027443	1.56596	1.43158	1.30425
1984	1.45621	0.046469	3.70379	3.29430	2.92047	1987	0.85398	0.036987	1.52732	1.35059	1.18622
1985	1.46293	0.040909	3.68306	3.32223	2.98920	1988	0.66654	0.023904	1.04148	0.94804	0.85888
1986	1.26632	0.032908	2.78618	2.54968	2.32796	1989	0.61039	0.023317	0.92777	0.84165	0.75938
1987	1.35455	0.044351	3.23109	2.87882	2.55588	1990	0.65240	0.024194	1.01398	0.92070	0.83175
1988	1.18634	0.028664	2.46576	2.27641	2.09741	1991	0.67056	0.022889	1.04558	0.95584	0.87003
1989	1.07634	0.027959	2.10041	1.93507	1.77856	190-194					
1990	1.16976	0.029011	2.41114	2.22259	2.04446	1983	0.86796	0.041101	1.58407	1.38407	1.19954
1991	1.39574	0.027446	3.26272	3.03946	2.82790	1984	0.93179	0.037455	1.73436	1.54082	1.36098
160-164						1985	0.85499	0.032973	1.50970	1.35263	1.20540
1983	1.49045	0.050544	3.90764	3.44476	3.02555	1986	0.82084	0.026524	1.39452	1.27321	1.15805
1984	1.44248	0.046060	3.63584	3.23566	2.87003	1987	0.76854	0.035748	1.31461	1.15799	1.01196
1985	1.44894	0.040549	3.61466	3.26211	2.93648	1988	0.58572	0.023104	0.87999	0.79676	0.71721
1986	1.36273	0.032618	3.16700	2.90894	2.66685	1989	0.51194	0.022536	0.74431	0.66894	0.59683
1987	1.38004	0.043961	3.33695	2.97891	2.65043	1990	0.53727	0.023384	0.79207	0.71179	0.63511
1988	1.18189	0.028412	2.44863	2.26184	2.08516	1991	0.60133	0.022122	0.90586	0.82499	0.74755
1989	1.04221	0.027713	1.99490	1.83656	1.68660	195-199					
1990	1.16209	0.028756	2.38334	2.19793	2.02267	1983	0.69727	0.038688	1.16808	1.00976	0.86300
1991	1.28205	0.027205	2.80283	2.60537	2.41816	1984	0.70819	0.035255	1.17693	1.03158	0.89594
165-169						1985	0.76278	0.031037	1.27981	1.14526	1.01865
1983	1.41615	0.047585	3.52923	3.12590	2.75849	1986	0.67411	0.024967	1.06134	0.96290	0.86915
1984	1.43474	0.043363	3.57529	3.20250	2.86008	1987	0.61319	0.033649	0.97330	0.84736	0.72945
1985	1.44078	0.038175	3.55549	3.22707	2.92234	1988	0.49229	0.021747	0.70771	0.63645	0.56816
1986	1.25590	0.030709	2.73056	2.51265	2.30746	1989	0.43502	0.021213	0.61095	0.54535	0.48241
1987	1.33904	0.041387	3.14132	2.81865	2.52112	1990	0.45316	0.022011	0.64303	0.57365	0.50721
1988	1.09109	0.026748	2.13891	1.97859	1.82645	1991	0.49364	0.020823	0.70688	0.63862	0.57309
1989	0.98729	0.026091	1.82574	1.68487	1.55102	200-204					
1990	1.08737	0.027072	2.12928	1.96756	1.81420	1983	0.67781	0.037562	1.12153	0.97095	0.83106
1991	1.13916	0.025612	2.28604	2.12516	1.97215	1984	0.70764	0.034229	1.17128	1.03039	0.89864
170-174						1985	0.61894	0.030134	0.97082	0.85779	0.75125
1983	1.46058	0.046605	3.72566	3.31312	2.93660	1986	0.56773	0.024240	0.85064	0.76477	0.68289
1984	1.41620	0.042470	3.48321	3.12513	2.79565	1987	0.54472	0.032670	0.83911	0.72504	0.61805
1985	1.31425	0.037388	3.00777	2.72458	2.46140	1988	0.43530	0.021114	0.61108	0.54577	0.48310
1986	1.15153	0.030076	2.35661	2.16446	1.98331	1989	0.36223	0.020595	0.49603	0.43684	0.37999
1987	1.19552	0.040534	2.58152	2.30799	2.05535	1990	0.38557	0.021370	0.53370	0.47078	0.41045
1988	0.99203	0.026197	1.83976	1.69763	1.56261	1991	0.41187	0.020217	0.57099	0.50995	0.45129
1989	0.89654	0.025553	1.57783	1.45190	1.33212	205-209					
1990	0.95265	0.026515	1.73183	1.59349	1.46215	1983	0.46926	0.033298	0.70757	0.59969	0.49862
1991	1.01466	0.025084	1.89835	1.75930	1.62692	1984	0.51925	0.030343	0.78458	0.68154	0.58445
175-179						1985	0.48690	0.026713	0.71534	0.62784	0.54480
1983	1.28829	0.045540	2.96927	2.63033	2.32033	1986	0.43170	0.021488	0.60648	0.54022	0.47670
1984	1.39303	0.041500	3.37207	3.03052	2.71566	1987	0.45101	0.028961	0.66229	0.57056	0.48389
1985	1.24396	0.036534	2.72936	2.47164	2.23174	1988	0.36088	0.018717	0.48846	0.43484	0.38316
1986	1.11106	0.029389	2.21909	2.03890	1.86879	1989	0.30944	0.018257	0.41254	0.36289	0.31498
1987	1.12479	0.039609	2.33079	2.08199	1.85178	1990	0.29283	0.018944	0.39116	0.34046	0.29160
1988	0.94386	0.025599	1.70301	1.57073	1.44493	1991	0.28403	0.017922	0.37619	0.32868	0.28282
1989	0.83588	0.024970	1.42331	1.30757	1.19735	210-214					
1990	0.89102	0.025909	1.56547	1.43844	1.31770	1983	0.38169	0.031621	0.55919	0.46549	0.37742
1991	0.93127	0.024512	1.66343	1.53850	1.41942	1984	0.45635	0.028815	0.67069	0.57895	0.49225
180-184						1985	0.42767	0.025367	0.61238	0.53417	0.45975
1983	1.24107	0.044448	2.77794	2.46275	2.17385	1986	0.37325	0.020406	0.51202	0.45274	0.39579
1984	1.16257	0.040504	2.46524	2.20077	1.95649	1987	0.35559	0.027502	0.50662	0.42756	0.35264
1985	1.07525	0.035658	2.14487	1.93258	1.73462	1988	0.30338	0.017775	0.40267	0.35464	0.30826

Table 4b.1 Continued.

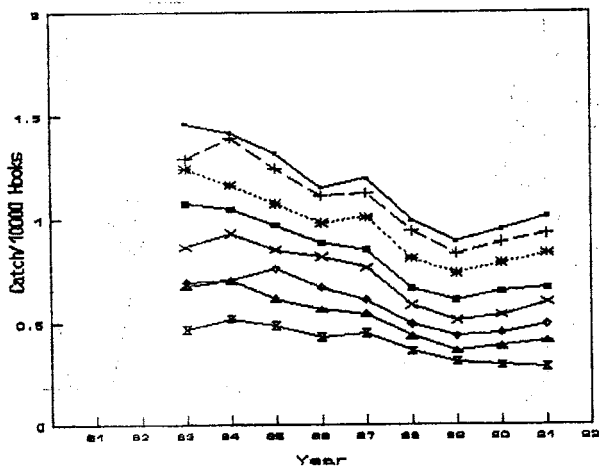
1989	0.25413	0.017338	0.33411	0.28953	0.24645	1988	0.050418	0.008174	0.06873	0.051746	0.035030
1990	0.21438	0.017990	0.28377	0.23930	0.19636	1989	0.037557	0.007973	0.05466	0.038304	0.022204
1991	0.25263	0.017019	0.33128	0.28760	0.24536	1990	0.033472	0.008273	0.05098	0.034074	0.017441
215-219						1991	0.041552	0.007827	0.05857	0.042460	0.026590
1983	0.27415	0.028768	0.39229	0.31595	0.24381	245-249					
1984	0.37202	0.026216	0.52767	0.45116	0.37848	1983	0.046934	0.011764	0.072574	0.04812	0.024235
1985	0.31990	0.023079	0.44109	0.37735	0.31644	1984	0.062480	0.010720	0.087139	0.06453	0.042400
1986	0.27106	0.018565	0.36018	0.31158	0.26471	1985	0.057212	0.009438	0.078697	0.05892	0.039519
1987	0.24087	0.025021	0.33672	0.27275	0.21184	1986	0.039777	0.007592	0.056209	0.04060	0.025239
1988	0.24847	0.016171	0.32352	0.28223	0.24222	1987	0.012836	0.010232	0.033492	0.01297	-0.007140
1989	0.18196	0.015774	0.23738	0.19971	0.16319	1988	0.024244	0.006613	0.037929	0.02456	0.011369
1990	0.19554	0.016367	0.25577	0.21613	0.17773	1989	0.025296	0.006450	0.038689	0.02564	0.012755
1991	0.19767	0.015484	0.25626	0.21870	0.18227	1990	0.020663	0.006693	0.034382	0.02090	0.007596
220-224						1991	0.014007	0.006332	0.026790	0.01412	0.001618
1983	0.26327	0.025886	0.36936	0.30161	0.23722	>=250					
1984	0.27341	0.023590	0.37702	0.31480	0.25540	1983	0.082919	0.014962	0.11891	0.086576	0.055174
1985	0.25955	0.020767	0.35049	0.29662	0.24491	1984	0.075525	0.013635	0.10776	0.078550	0.050109
1986	0.19045	0.016706	0.25024	0.20996	0.17099	1985	0.067015	0.012003	0.09485	0.069389	0.044524
1987	0.22489	0.022515	0.30901	0.25250	0.19843	1986	0.057912	0.009656	0.07992	0.059671	0.039805
1988	0.17821	0.014551	0.22978	0.19520	0.16160	1987	0.070922	0.013013	0.10132	0.073589	0.046552
1989	0.13413	0.014194	0.17592	0.14365	0.11228	1988	0.032513	0.008410	0.05025	0.033084	0.016193
1990	0.12764	0.014727	0.16955	0.13627	0.10394	1989	0.032990	0.008204	0.05033	0.033575	0.017089
1991	0.14317	0.013933	0.18599	0.15404	0.12295	1990	0.034551	0.008512	0.05261	0.035193	0.018065
225-229						1991	0.034122	0.008053	0.05121	0.034744	0.018540
1983	0.18528	0.022571	0.25831	0.20386	0.15176						
1984	0.19713	0.020569	0.26827	0.21815	0.17002						
1985	0.16559	0.018108	0.22292	0.18028	0.13913						
1986	0.14192	0.014566	0.18598	0.15260	0.12016						
1987	0.18293	0.019631	0.24808	0.20097	0.15563						
1988	0.13039	0.012688	0.16805	0.13936	0.11137						
1989	0.12353	0.012376	0.15936	0.13157	0.10446						
1990	0.09968	0.012841	0.13307	0.10491	0.07745						
1991	0.09213	0.012149	0.12301	0.09659	0.07079						
230-234											
1983	0.10084	0.020612	0.15194	0.10633	0.06253						
1984	0.18531	0.018783	0.24894	0.20380	0.16029						
1985	0.13053	0.016536	0.17713	0.13959	0.10325						
1986	0.09605	0.013302	0.13000	0.10092	0.07259						
1987	0.13936	0.017927	0.19084	0.14973	0.11003						
1988	0.10720	0.011586	0.13880	0.11323	0.08824						
1989	0.08776	0.011301	0.11625	0.09179	0.06788						
1990	0.08274	0.011726	0.11159	0.08634	0.06165						
1991	0.06562	0.011094	0.09136	0.06789	0.04492						
235-239											
1983	0.09661	0.017179	0.13932	0.10160	0.065124						
1984	0.11670	0.015655	0.15894	0.12392	0.089959						
1985	0.10283	0.013781	0.13876	0.10841	0.078869						
1986	0.08601	0.011086	0.11382	0.08988	0.066455						
1987	0.07748	0.014941	0.11279	0.08068	0.049488						
1988	0.07786	0.009656	0.10168	0.08103	0.060759						
1989	0.05026	0.009419	0.07119	0.05160	0.032360						
1990	0.05608	0.009773	0.07819	0.05773	0.037666						
1991	0.05807	0.009246	0.07921	0.05983	0.040797						
240-244											
1983	0.090174	0.014541	0.12612	0.094480	0.063726						
1984	0.083204	0.013251	0.11546	0.086859	0.058993						
1985	0.078587	0.011666	0.10685	0.081831	0.057376						
1986	0.049952	0.009384	0.07078	0.051267	0.032107						
1987	0.058798	0.012647	0.08727	0.060646	0.034677						



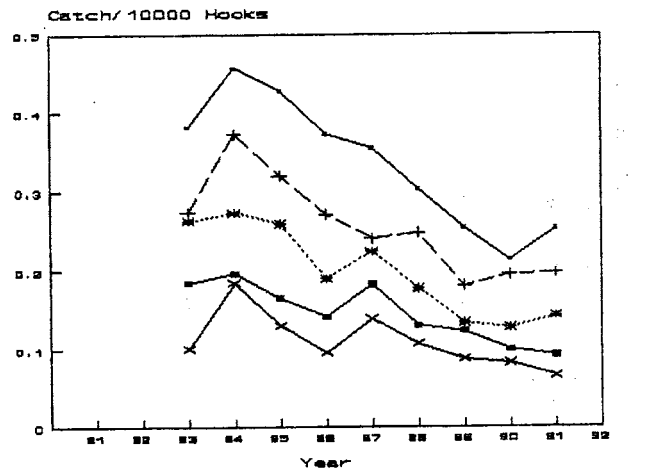
+ 95-99 * 100-104 * 105-109
 * 110-114 * 115-119 * 120-124 * 125-129



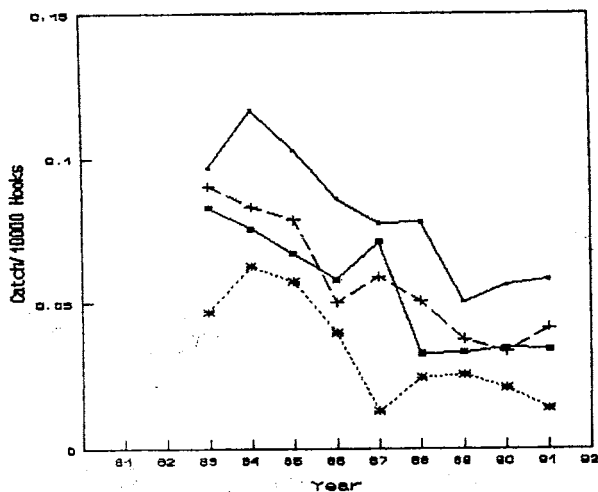
+ 130-134 + 135-139 * 140-144 * 145-149
 * 150-154 * 155-159 * 160-164 * 165-169



+ 170-174 + 175-179 * 180-184 * 185-189
 * 190-194 * 195-199 * 200-204 * 205-209

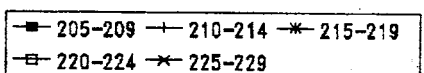
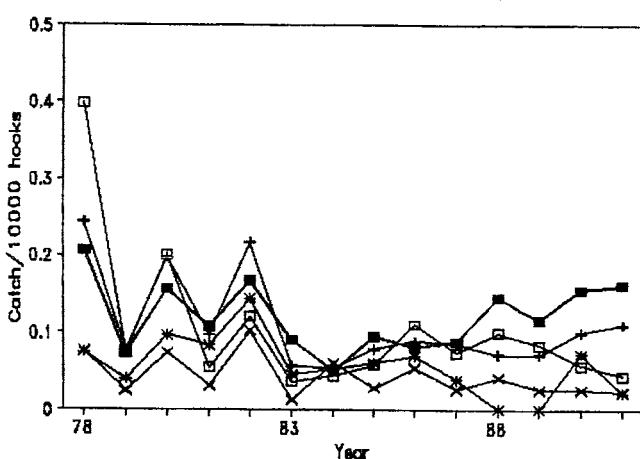
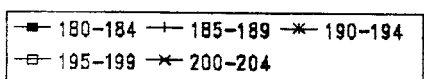
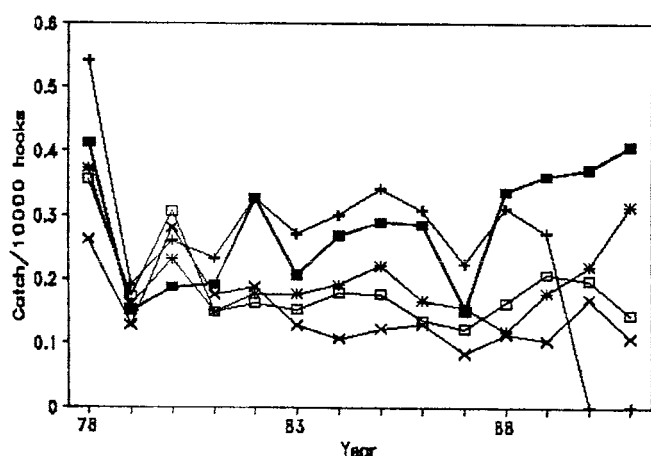
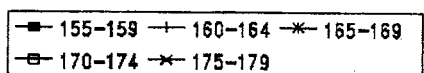
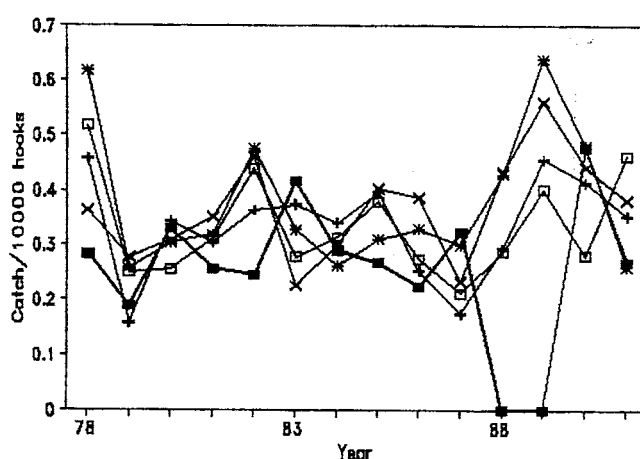
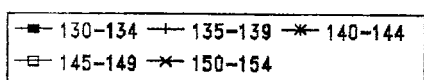
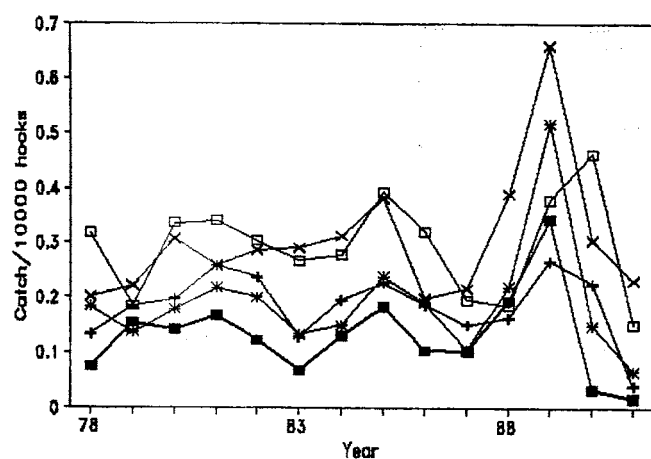
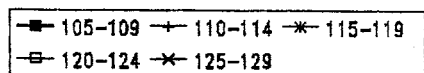
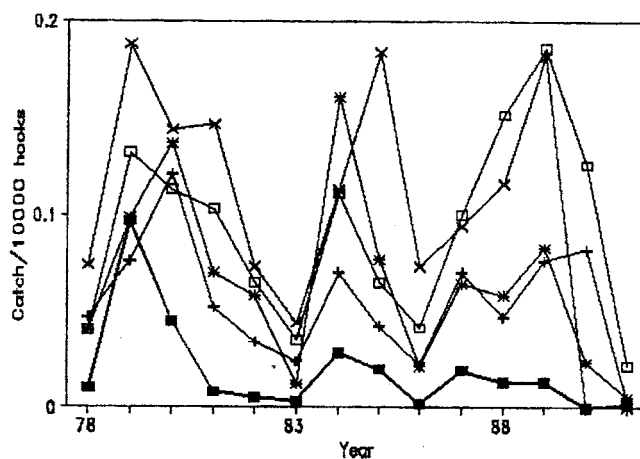
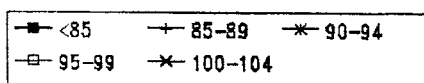
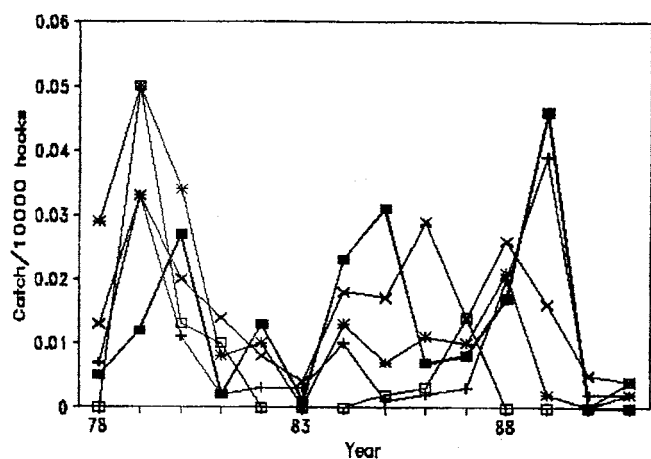


+ 210-214 + 215-219 * 220-224
 * 225-229 * 230-234



+ 235-239 + 240-244 * 245-249 * >=250

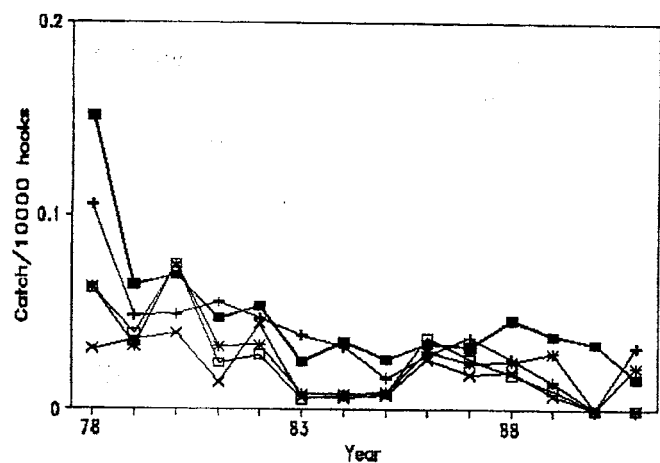
Appendix Fig. 4.b.1. Standardized swordfish catch rates (fish/10000 hooks) from the Spanish longline fleet by 5 cm intervals.



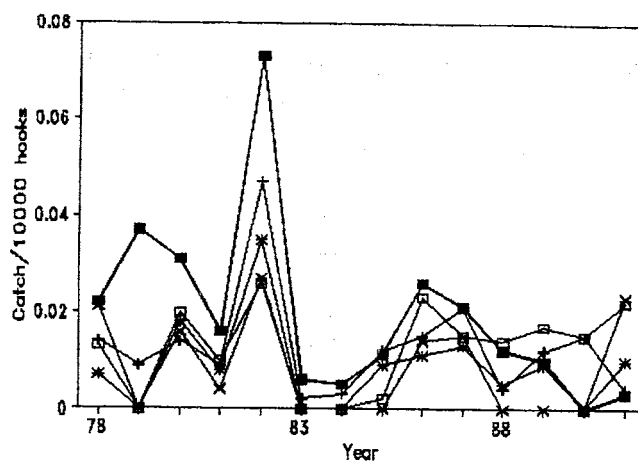
Appendix Fig. 4.b.2. Swordfish nominal catches rate (fish/10000 hooks) from the Japanese longline fleet by 5 cm intervals.

Table 4c.1. Estimated recruitment and total population by year for swordfish based on the application to the swordfish data set, and their coefficients of variation.

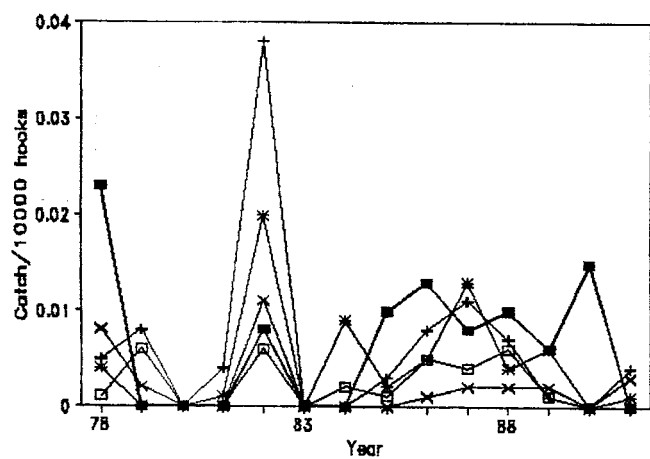
<i>Year</i>	<i>Recruitment</i>	<i>cv</i>	<i>Est. 1-10 yr-olds</i>	<i>cv</i>
1978	465,455	0.199	2,493,111	0.072
1979	625,817	0.173	2,410,955	0.065
1980	565,912	0.174	2,326,084	0.062
1981	435,253	0.183	2,095,948	0.061
1982	514,264	0.170	2,028,109	0.062
1983	482,584	0.180	1,926,517	0.063
1984	579,848	0.168	1,930,762	0.066
1985	467,650	0.184	1,843,925	0.067
1986	642,375	0.173	1,926,761	0.073
1987	663,796	0.184	1,960,493	0.080
1988	768,200	0.197	2,059,951	0.094
1989	549,865	0.239	1,921,705	0.113
1990	324,158	0.335	1,569,582	0.150
1991	144,843	0.527	1,063,899	0.239



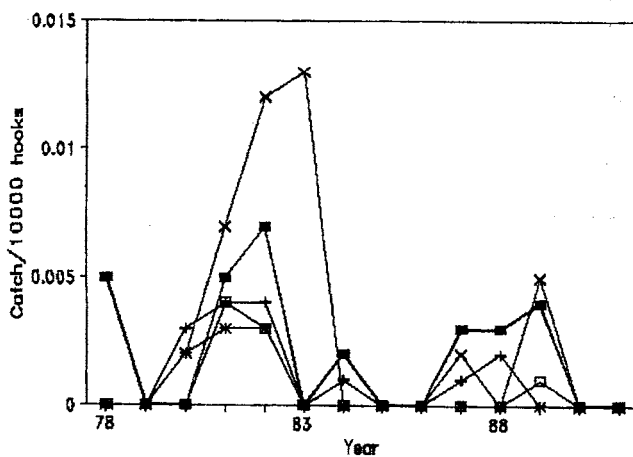
■ 230-234 + 235-239 * 240-244
 □ 245-249 x 250-254



■ 255-259 + 260-264 * 265-269
 □ 270-274 x 275-279

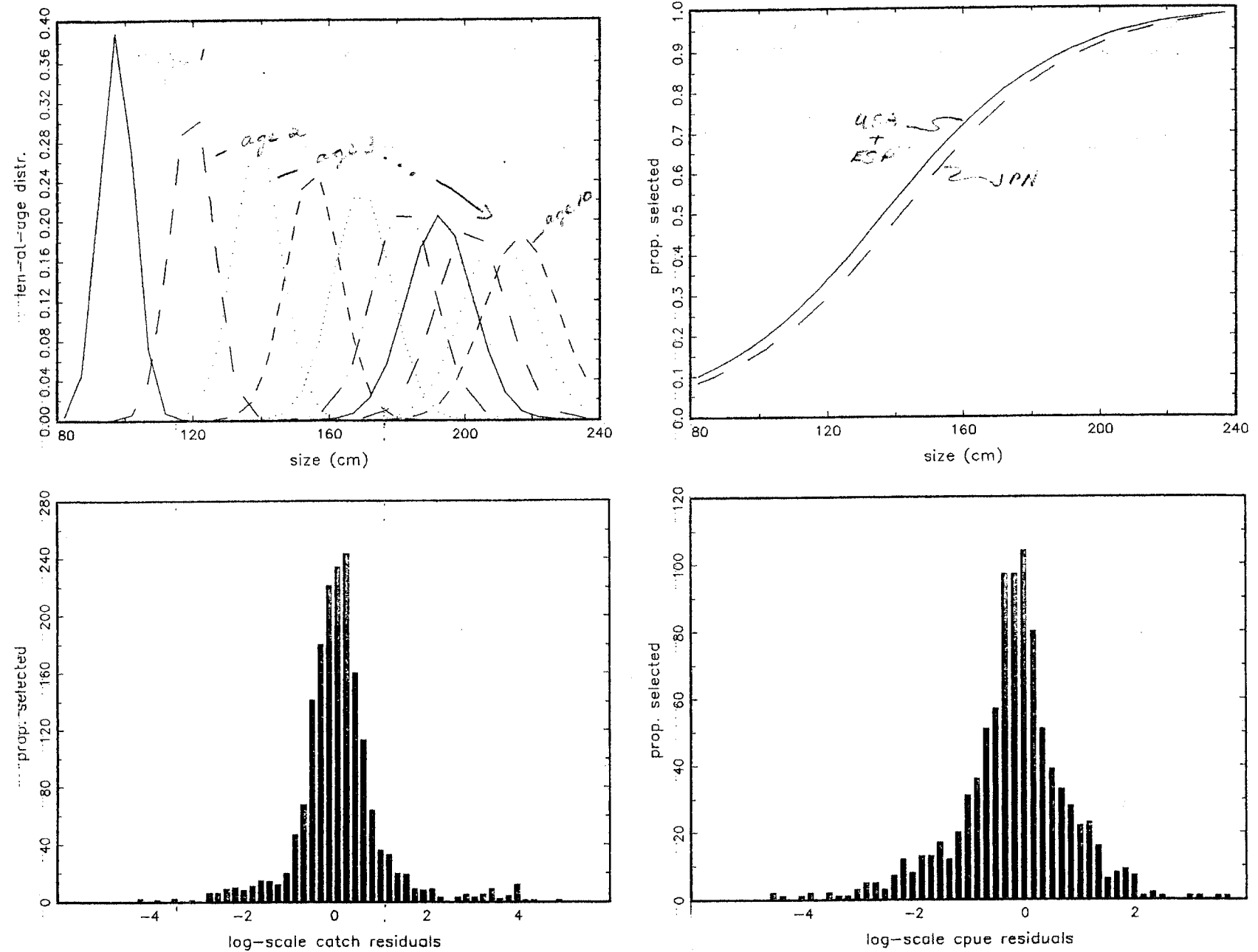


■ 280-284 + 285-289 * 290-294
 □ 295-299 x 300-304

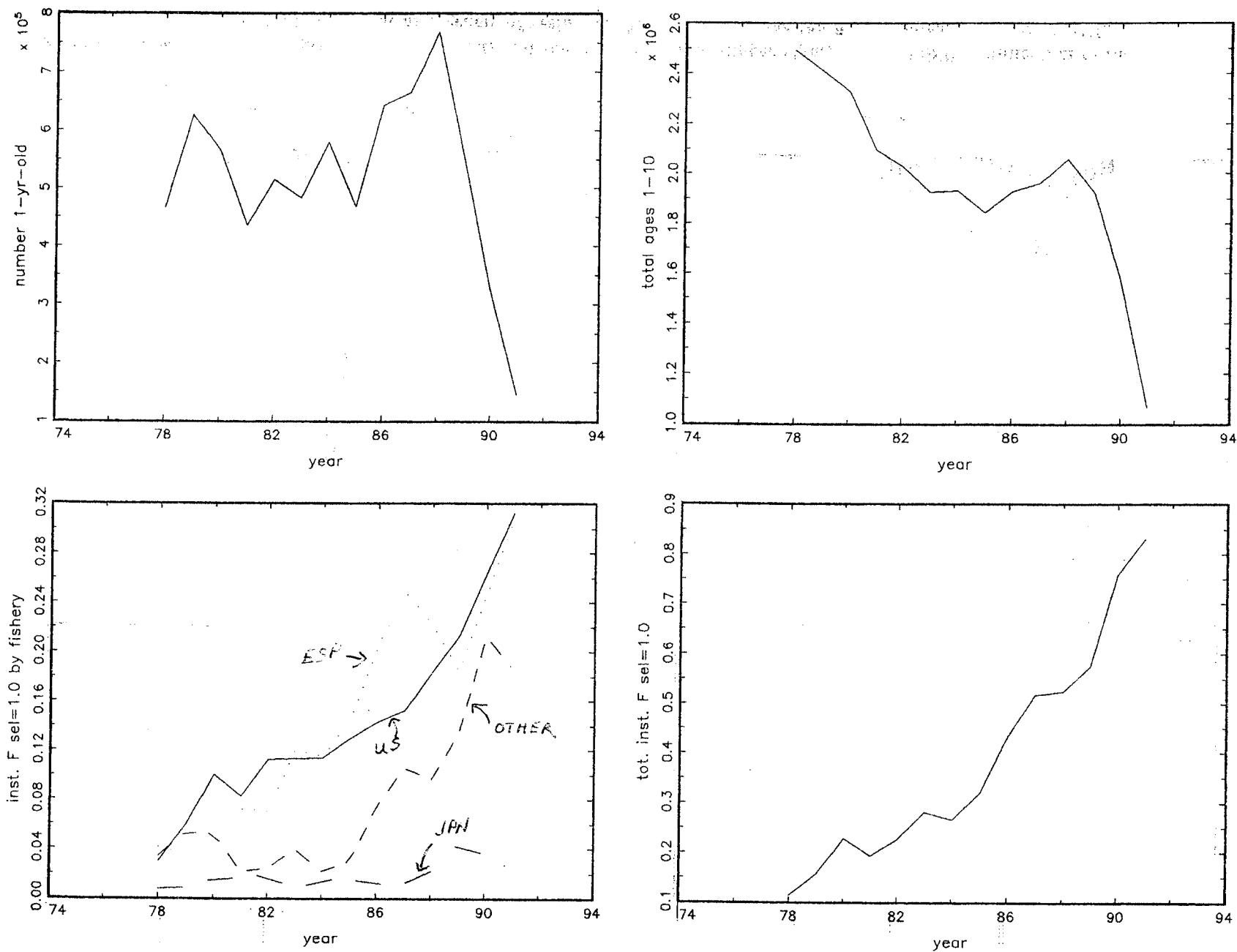


■ 305-309 + 310-314 * 315-319
 □ 320-324 x ≥325

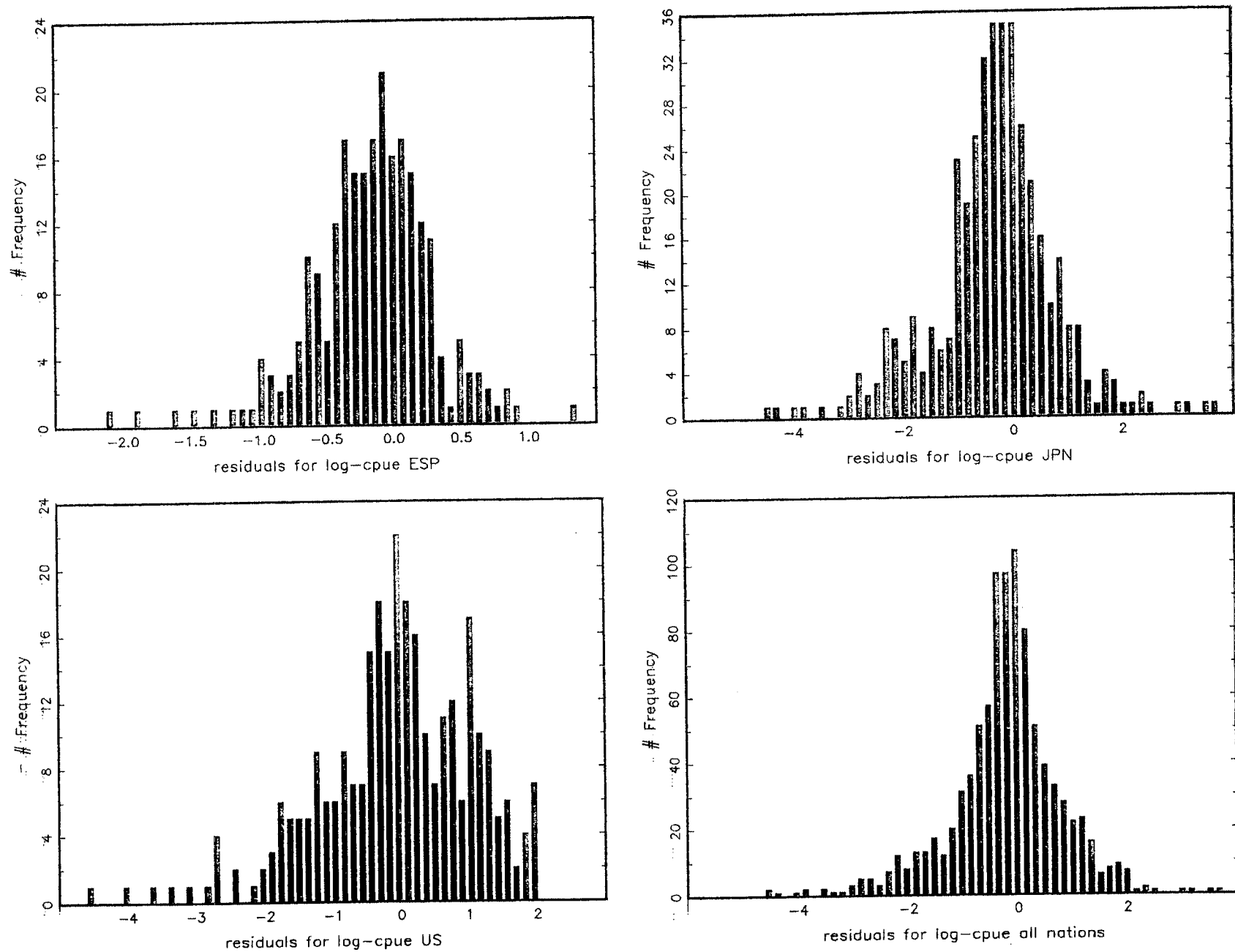
Appendix Fig. 4.b.2. Continued.



Appendix Fig. 4.c.1 Input length at age (upper left) and selectivity at length (upper right) for the LSSPA application to the swordfish data, and histograms of residuals (bottom panels) for the fits to log-catch and log-CPUE.



Appendix Fig. 4.c.2 Estimated recruits (age 1 stock size) (upper left), estimated stock ages 1-10 (upper right), fishery-specific estimated fully-selected F (lower left), and overall sum of fully-selected F 's (lower right) resulting from the LSSPA.



Appendix Fig. 4.c.3 Fishery-specific residuals resulting from the LSSPA application to the swordfish data.