

REPORT OF THE BLUEFIN TUNA METHODOLOGY SESSION
(Madrid, Spain - April 16 to 19, 1996)

1. OPENING

The Bluefin Tuna Methodology Session took place at the ICCAT Headquarters in Madrid from April 16 to 19, 1996. The Meeting was opened by Dr. P. M. Miyake, ICCAT Assistant Executive Secretary, who welcomed all the participants. The List of Participants is attached as **Appendix 2**. Dr. D. Butterworth was appointed Chairman.

2. ADOPTION OF AGENDA

The Tentative Agenda, which had been circulated prior to the meeting, was reviewed. After introducing some modifications, the Agenda was adopted and is attached as **Appendix 1**. At the time of adoption of the Agenda, it was decided that priority attention at this meeting should be given to the preparation for and facilitation of assessment issues to come under discussion at the Atlantic Bluefin Tuna Stock Assessment Session, scheduled for September 9 to 20, 1996.

3. NOMINATION OF RAPPORTEURS

The following scientists assisted as rapporteurs: J. G. Cooke, P. M. Miyake, C. Porch, V. Restrepo and G. Scott.

4. CPUE STANDARDIZATION

Brief reviews of the CPUE series used in the previous assessments of western Atlantic and eastern Atlantic and Mediterranean bluefin tuna were provided by scientists familiar with the available data sets. Five CPUE series were used for the eastern Atlantic and Mediterranean assessment (BFT-E-Table 5 in 1994 SCRS Report). Of these, only the Japanese longline catch rate data (ages 8-10+) were standardized by generalized linear modeling (GLM) methods. In contrast to previous years wherein a lognormal error assumption was used, a Poisson error model GLM was used in 1994 to standardize the Japanese longline catch rate data. The other CPUE series applied came from Spanish baitboat nominal catch rates of age 2 fish (divided into two series to account for the use of sonar) and French purse seine nominal catch rates of age 2 and 3 bluefin (two series). A nominal catch rate series from Spanish traps was also available, but it was not used for the base case assessment since it was considered that the nominal catch rates for traps were affected by a number of factors other than abundance, which made the series less useful as an abundance index.

Seven catch rate data series were used in the previous assessment of western Atlantic bluefin (BFT-W-Table 5 in Report of 1994 SCRS). One was based on a systematic, fishery-independent survey (U.S. Larval Survey in the Gulf of Mexico), another was based on nominal catch rate data from the Canadian tended line fishery for large fish in the Gulf of St. Lawrence. The remaining five indices were standardized using GLM methods. Two of these were from Japanese longline catch rate data; one from the Gulf of Mexico and one from the northwestern Atlantic. There were two catch rate time series from the U.S. rod and reel fisheries for small and large fish and one from the U.S. longline fishery in the Gulf of Mexico. Each of the GLM standardized series were standardized using at least two different error structure assumptions (Poisson and log-normal). At the 1994 assessment meeting it was not possible to determine in an objective way, the most appropriate form of error structure assumption for each of the CPUE series considered. In order to contrast the effects of error structure assumptions made in the CPUE standardization process on the VPA results from the 1994 western Atlantic bluefin assessment, two VPA analyses were conducted: one which made use of the Poisson standardized series (plus the Canadian Tended Line and Larval Survey indices) and one which made use of the Lognormal standardized series (plus the Canadian Tended Line and Larval Survey indices). These trials indicated that the error structure assumptions mainly affected the estimated abundance of young (age 3-5) fish in the most recent period, with the Poisson error model assumption indicating more optimistic estimates of these fish. At the 1995 SCRS meeting, the Bluefin Species Group noted that the Poisson error structure was used for the first time by the 1994 SCRS and in view of the uncertainties about the appropriateness of this assumption for all (or any) of the data sets, recommended that further research on the most appropriate (and possibly more robust) error structure

assumptions was needed. The 1995 SCRS Report (Detailed Report) noted that the negative binomial error model was more flexible than the Poisson and recommended that this model should be used in place of the Poisson because the Poisson is simply a special case of the negative binomial.

Progress on research into CPUE standardization reported to this meeting and recommendations for further research in preparation for the upcoming assessment are summarized in the following report sections.

4.a Level of data aggregation

Lack of independence among observations (replicates) within an analytical stratum can influence the estimates of standardized CPUE, especially estimates of variance for the annual standardized values. This effect, which is apparent in at least some of the CPUE data used in previous bluefin tuna assessments (SCRS/96/63), might also result in overly conservative estimates of variability in standardized CPUE in several other data sets. Improved estimates of variability in the standardized CPUE data might result from several alternative methods. One is the application of the method proposed by Cooke and Lancaster (1995) which estimates the variance of an annual index value derived from a fixed effect GLM procedure as the sum of a component due to estimation variance based on the information matrix for the year factors in the GLM, and one due to process variance. Another method that could more fully account for the effect of non independence and interactions between year and other model effects is the random effects model as proposed in SCRS/96/63 and as further demonstrated in **Appendix 3**. It is recommended that these methods be further investigated for application to the various CPUE data sets used in the bluefin assessments. However, evaluation of these methods for all of the data sets used for bluefin assessment is likely not possible before the next assessment due to a number of practical concerns, including confidentiality restrictions to accessing some of the fine-scale CPUE data. In cases where the methods identified above cannot be applied to data sets, modeling the catch/effort within each cell and combining cells where possible, should be evaluated as a possible approach to avoiding some of the problems associated with the lack of independence. It is also possible in some data sets to enable further aggregation in cases where a model factor has only two levels (such as the Boat Type factor in the U.S. rod and reel data sets), by treating the proportion of effort observed within the cell of one level of the factor as a continuous variate in the modeling. This avoids the need to split the cell between the levels of each of these factors.

The Session recommended examining each of the CPUE data series for evidence of non-independence by at least one of the methods described above. At a minimum, the various data series should be modeled at two levels of aggregation and appropriate tests for non-independence be conducted prior to the next assessment. To facilitate these analyses, it was recommended that the available data sets used in constructing standardized CPUE series be made available to the scientists participating in this meeting (to allow application of various methods to the CPUE data by interested scientists).

The scientists noted that it may be desirable to also examine finer scale CPUE data sets as well. For instance, it was suggested that variability in the U.S. rod and reel small fish data, as analyzed in SCRS/96/63, might be reduced if finer scale fishing area information were available for analysis. The U.S. agreed to provide a finer-scale data set to facilitate such an analysis before the next assessment.

4.b Variables for standardization

The method applied for accepting variables into the GLM standardization methods for the U.S. and Japanese CPUE series was briefly reviewed. Both the U.S. and Japanese catch rate series are analyzed with the Statistical Analysis System (SAS) software package. In these analyses, variables accepted into the models used for standardization are based on the Type 3 analysis statistics computed by the package. A Type 3 analysis does not depend on the order in which the terms for the model are specified (see for example SAS Technical Report, p.243). Other approaches and statistical packages have also been applied to some of the data sets, including backward and forward step-wise procedures. The various models applied to the CPUE data from Japanese and U.S. sources available to the previous assessment are listed in **Appendix 4**. The scientists recommended that the variable selection method applied to the U.S. and Japanese time series for the previous assessment also (Type 3 analysis) be applied for this assessment.

Often, step-wise model-selection procedures widely available in GLM packages can be used. The scientists noted that there may be differences between packages in terms of the rules used by the programs to "visit" similar model formulations, and this should be checked. In addition, add-1 or drop-1 algorithms may result in different final models, sometimes depending on the order in which terms are included initially. Some packages may offer the option of

simultaneous forward-backwards searches and these could be preferable to unidirectional algorithms. As a check for automated model selection, different algorithms (e.g. add-1, drop-1) should be used. Better yet, all possible models could be visited, if not too onerous a task. An additional consideration under this subject is the criterion to use in the step-wise decisions of which model to keep. A commonly-used criterion is the AIC statistic, but other options such as the Cp or BIC exist. The scientists were not aware of any analyses that have compared the model selection process utilizing different criteria and recognized that information on this issue would be useful.

Document SCRS/96/68 reported on progress towards the development of two Canadian CPUE indices for large and medium bluefin tuna, based on the tended line fisheries of the Gulf of St. Lawrence and the Hell Hole, respectively. Further interviews with fishermen are necessary to ensure that all trips are counted and to better document any changes in fishing strategies, gear used and other factors pertinent to standardizing the indices. Further research will take place on this topic and a standardized time series may be available for the Hell Hole and Gulf of St. Lawrence tended line fisheries for the upcoming assessment. At a minimum, an updated (1981- 1995) Canadian tended line large fish index will be available for the upcoming assessment. The scientists noted that the Hell Hole fishery takes somewhat smaller fish than does the Gulf of St. Lawrence fishery. The scientists participating in the Bluefin Methodology Session recommended that the two CPUE series be kept separate rather than combined into a single series because of the different size (age) range of the fish each fishery targets.

The scientists discussed the appropriateness of using other species catch or catch rate information to account for targeting effects that are not adequately controlled for by time-area-gear effects in the analyses. It was believed that detailed gear, fishing area, and location information are likely to provide better measures of targeting. Lacking detailed data needed to characterize targeting, by-catch rates and by-catches have also been employed in numerous analyses to adjust for targeting effects. It was shown by Punt et al (1995) that the use of the percent of by-catch species in the analysis was inappropriate and could yield misleading results. Appendix 5 indicates that the use of catch rates of by-catch species in the analysis is a more acceptable approach. It was recommended that for standardization procedures which employ a by-catch rate covariate term, quadratic relationships of these by-catch rates be evaluated. An alternative to testing for a quadratic term and possibly a more robust method for evaluating the appropriate functional relationship between continuous covariates and the response variable is through the application of Generalized Additive Modeling methods, such as available in the S-Plus analysis package. The scientists recommended that these methods be investigated for the bluefin catch rate time series.

It was also recommended that efforts be undertaken to standardize the French purse seine catch rate data. To this end, a French scientist indicated that initial efforts toward development of an abundance index would involve the application of the method of Richards and Schnute (1992) for estimating the central tendency in the annual French purse seine catch rate series. The approach involves a likelihood based normalization procedure that yields an estimate of the median catch rate and variability about the estimated median from the distribution of catch and effort observations. If successful, this approach might be further developed into a more formalized standardization procedure, which would allow for testing and adjusting for the time of year and additional factors (other than abundance) which may affect the nominal catch rates. This research is likely to result in substantial improvements in the quality of the catch rate series used in tuning the eastern Atlantic and Mediterranean analyses and further research on this topic was recommended. It was also suggested that this methodology could be applied to other nominal catch rate series such as the Canadian Hell Hole and Gulf of St. Lawrence tended line data sets or the Spanish baitboat data. Such applications could allow evaluations of the trends in median catch rates to contrast with mean catch rate series. The French scientist agreed to collaborate with the Canadians on this topic, should the Canadian data be available in time for the 1996 assessment.

The scientists also noted that improvements in explaining the variability in any of the catch rate time series might be obtained by incorporating of environmental effects into the model. This approach is taken with some of the bluefin data series wherein sea surface temperatures are evaluated as a factor in the analysis. However, improvements in the methods used and the variables considered might prove profitable. Further research into this topic area was recommended. It was noted that Spanish scientists indicated that environmental and other factors will be evaluated in a GLM framework for standardizing the Spanish Trap time series data. The results of this research are expected to be available for the 1996 assessment.

In addition to the Spanish trap data, several other trap catch rate time series are also available or are expected to be available at the 1996 assessment, notably ones from Sardinia (SCRS/96/61) and Morocco. Several other trap catch and catch rate time series might also be made available at the GFCM/ICCAT meeting in September. It was recommended that the Spanish, Italian, and Moroccan scientists collaborate on preparation of trap data sets that might

prove to be useful as abundance indices. For this purpose, it will be useful to estimate both the average annual catch rate (adjusted for environmental, gear, temporal, and other effects if needed) and the variability in catch rate. To this end, the scientists developed some recommendations for compiling trap data series in a way which could make them amenable for standardization (**Appendix 6**). It is recommended that the Secretariat, in collaboration with GFCM, circulate this information to fishing nations in the Mediterranean and eastern Atlantic and request that scientists from each nation prepare and submit their trap catch rate data in the recommended format in time for evaluation at the GFCM/ICCAT this September.

Document SCRS/96/67 suggests that handling effort should be accounted for when standardizing the CPUE from fisheries where the time required to land a single fish is substantial (as may be the case for rod and reel catches of bluefin tuna). Investigation into the use of handling time in the U.S. rod and reel small fish index will take place before the next assessment. The possibility and implications of using the frequency of zero catches in place of the mean CPUE as an index of abundance was also discussed in SCRS/96/67, but this approach was deemed imprudent at present, without further research.

Two additional CPUE series are being investigated by U.S. scientists for possible application in the assessment of western Atlantic bluefin. One CPUE series looks at the by-catch of bluefin off the U.S. east coast by U.S. longline vessels. These data are reported in U.S. large pelagic logbook records as daily catch and effort reports. Typically, these catches are discarded at sea, although regulations allow landing of some of these fish during certain periods. The fish which are caught are generally smaller (younger) than those taken in the Gulf of Mexico. This research is preliminary and a document describing the data and research progress on the topic will be presented at the 1996 assessment for consideration by SCRS. The second CPUE series is for large and medium-sized fish taken by a sub-set or commercial troller/handline and harpoon boats operating off Cape Cod and in the Gulf of Maine. This index was available for the 1993 assessment but was not used "because of concerns about the representativeness (sic) of the sample, because of the short time series and because that data (1988-93) could, in principle, be included in the <longer> us rod and reel large fish CPUE series (1983-93)". In addition, the patterns resulting from the Captains' logbooks and the rod and reel time series were similar.

4.c Error model investigations

Additional progress on research into error model assumptions was reported to the Session. The efficacy of the Poisson, lognormal, and delta-lognormal GLM approaches was addressed by use of artificial data (based on the U.S. rod and reel fishery for large fish) in document SCRS/96/65. The preliminary results suggest that the delta-lognormal and Poisson based GLM's may be more appropriate than the lognormal GLM for modeling data where most fishing trips result in catches of either zero or one fish. However, it was unclear how the underlying assumptions used to generate the data may have influenced the results.

Document SCRS/96/69 derived GLM-standardized indices of abundance for large (age 8+) bluefin tuna from the pelagic longline fishery in the Gulf of Mexico. This research updated the information used for this index in the previous assessment to account for additional data. The variable selection criteria used was as in the past. Three different error assumptions (Poisson, negative binomial, and delta-lognormal) yielded similar predictions of the relative trends. It was noted that improvements to the delta-lognormal fits might result if the proportion positives were modeled as from a binomial distribution using a logit link. It was recommended that this alternative be investigated prior to the upcoming assessment.

Document SCRS/96/63 suggested an alternative procedure for standardizing CPUE indices that takes account of the covariance between annual index values and uses the over-dispersed negative binomial distribution to model the distribution of catch. An analysis of the U.S. rod and reel fishery for small fish using this approach indicated substantial area-year and area-month-year interactions and that the assumption of independence between trips is violated. The Session recommended application of this methodology to the available data sets. However, it was noted that due to the limited time remaining before the next assessment, it may not be possible to implement this methodology for all of the data sets used in indexing bluefin abundance.

Summary results of the recently held CCSBT Workshop on VPA and CPUE modeling was also presented at the Session. The scientists noted that the CCSBT Workshop adopted modeling the Japanese longline catch rate data using a lognormal error assumption and by the addition of a small constant (taken as 0.1*mean CPUE) as a reference. This choice was made on the basis that diagnostics indicated the variance-mean relationship was quadratic (e.g. like the

lognormal) rather than linear (e.g. like the Poisson or Gamma). It was noted that a quadratic variance-mean (e.g. lognormal) may be more appropriate for the Atlantic bluefin analyses as well, due to the suspected similarities in the catch rate data structure for the Japanese longline fisheries in general. In view of the lack of similar (to the CSSBT Workshop) diagnostic evaluations of the Japanese longline data for the Atlantic, the scientists participating in the Session recommended that the lognormal assumption be used as the reference case for the Japanese longline data series.

The 1995 Bluefin Species Group noted the need for suitable diagnostics to guide selection of results from competing error model assumptions applied to the data sets used for standardization. Discussions held at the meeting indicated that diagnostics for the different error distributions should be refined (see Appendix 7).

In view of the remaining uncertainties about the most appropriate form of error structure assumptions to apply to the various data sets and based on recommendations of the CCSBT, the 1995 SCRS Bluefin Session and information presented at the present meeting, the scientists at the Methodology Session recommended that a range of error model assumption again be applied and made available to the 1996 assessment in September. The Session recommended that at a minimum, the lognormal (with a small constant taken as 0.1*mean CPUE), the over dispersed Poisson, and the Negative Binomial error model assumptions be applied to the data sets being standardized. Also recommended was application of the delta-lognormal and of the over dispersed Negative Binomial and Random Effects method described in SCRS/96/63 and Appendix 3, if possible.

The Session also recommended the application of these methods to the Canadian time series from the Hell Hole and other areas as appropriate. U.S. scientists offered to collaborate with Canadian scientists on this topic, should the Canadian data become available in time for the next assessment.

For those fisheries for which detailed data are not available, such as the trap and baitboat fisheries, the data should be collated in an appropriate time unit, such as 1 week, so that the variance can be estimated from the variability across weeks.

4.d Others

Discussion ensued on the value of incorporating more historical catch rate information into the stock assessment. Previous SCRS Reports have also stressed the importance of incorporating information of this type into analysis to provide an improved basis for assessing more historical trends in spawning biomass and recruitment. Data from the Japanese longline fishery from fishing areas and time periods similar to that described in SCRS/83/64 could be incorporated into the analysis. The scientists at the Session noted that the information from the Japanese longline fishery in the Gulf of Mexico (one of the data sets described in SCRS/83/64) has already been incorporated into analysis.

5. ASSESSMENT MODELS

5.1 Mixing models

Document SCRS/96/66 presented an analysis of the ability of the SCRS VPA models with and without mixing to reproduce the abundance and trends of simulated stocks of bluefin. The intermingling of the simulated stocks was based on an advection/diffusion model involving various rates of movement by age class. For the most part, the VPA's reproduced the abundance of each simulated stock quite well, especially the recruitments and relative trends. The mixing VPA, however, had a proclivity towards predicting recruitment failures when the age of first mixing was incorrectly specified. The ability of the mixing VPA to estimate mixing rates was poor. The assessments of the older age groups of the western stock were sensitive to the westward movement of eastern fish, however, the overall trends were not obscured unless catch of eastern fish by western fleets exceeded ten percent of the total catch of eastern fish by all fleets (in the context of Atlantic bluefin this would imply some 4000 tons per annum, which is larger than the total western catch). In any case, the mixing VPA did not produce significantly better estimates than the non-mixing VPA.

Based on these results, it was decided that the base case assessment would treat the east and west Atlantic as two stocks without mixing.

However, given the Commission's explicit request to take account of the effects of mixing, additional runs would be performed to show the effects of alternative mixing models. In order to emphasize that the effects of incorporating mixing depend on the particular mixing model used, runs will be performed both with the model used in 1994 (a kind of simplified diffusion model) and the overlap model discussed in 1995. Mixing rates will be set externally: either estimated from the tagging data or a range of arbitrary values will be selected at the next meeting.

The scientists participating in the Session emphasized that the decision not to include mixing in the base case assessment does not imply that further collection of data relating to mixing is unimportant. Rather, until the nature of the mixing is better understood, it appears safer to base assessments on the assumption of no mixing than on a particular assumed mixing model.

5.2 Stock boundary

There was some discussion about techniques that might enable fish to be classified by stock using an improved boundary line. For example, micro-constituent analysis might enable the origin of caught fish to be determined. Genetics studies are also underway: the work will not be complete by September but there may be a progress report. A provisional verbal report presented to the meeting indicated that the results to date were not very consistent.

The scientists agreed that the existing boundary be used for the base case assessment and that management advice be formulated in terms of this boundary. If examination of the catch and CPUE distribution suggests that it would be meaningful, one or two sensitivity tests, with some of the mid-ocean catches allocated to the other stock area could be conducted. It was agreed to request the Secretariat to provide catch and CPUE data on a $5^{\circ}\text{x}5^{\circ}$ square basis. Given time constraints, it will involve reallocation of catches only. Consequential re-evaluation of the CPUE indices will not be attempted.

5.3 Biological parameters

Natural mortality rates

The base case assessment in 1994 used $M = 0.14$ for all ages and years. The scientists recognized that the natural mortality rate was very likely to be age dependent. Studies on other species tend to show that smaller fish are subject to high levels of predation. It was noted that age-specific mortality rates had been used for one of the base cases for southern bluefin tuna (CCSBT, 1996). However, given the difficulties of quantifying the age-specific effect and the possibility that "M" is not independent of sex, the scientists agreed to continue to use the constant M of 0.14 for the base case, but to perform additional runs with an age-specific M. The age-specific M profile can be estimated from tagging data, along the lines of SCRS/95/80, or taken by analogy with other species such as southern bluefin tuna.

Growth and reproduction

The scientists at the Session were concerned that biological parameters be estimated in a comparable manner for the east and west Atlantic. The initial step was to compile all the available published information and produce a table of estimates and ancillary information for the east and west Atlantic. These should include estimates with associated sample sizes of:

- Percent mature by age or size for females
- Length at age by sex
- Length-weight relationship

(M. Labelle volunteered to coordinate this exercise.)

Any changes in the length-weight relationship would involve re-computation of the catch- at-size information by the Secretariat, and would not be practical before the September Bluefin meeting.

5.4 Parameter constraints

The approach used in 1994 was to treat the terminal fishing mortalities in age classes 3,5,7 and 9 as estimable parameters. SVPA (separable VPA) was applied to the final three years of data to estimate relative values of terminal F's for ages 1,2,4,6 and 8. The ratio of F_{10+} to F_9 was pre-specified for three blocks of years within which the fishery was considered relatively stable, on the same basis.

The scientists at the Session recognized that the specification of the F_9/F_{10+} ratios and selectivities for the final year of the assessment was problematic and that the results could be sensitive to these values selected. Three alternative approaches for ADAPT VPA to be used for the forthcoming assessment were identified:

1. Porch's catch-at-age based analysis ((SCRS/95/92), thereafter referred to as IPA (Integrated Population Analysis) as a means for setting F_9/F_{10+} ratios separately for blocks of years;
2. F_9/F_{10+} ratios for each block of years estimated as free parameters within the ADAPT VPA.
3. Selectivity for most recent year is the average of the preceding 3 years for each age class

Penalty functions

The Session examined the penalty functions used in the SBT VPA's which were aimed at reducing fluctuations in estimated fishing mortality and selectivity. The scientists considered that use of penalty functions was desirable, especially if the penalty functions could be expressed in likelihood terms.

To the extent that the penalty functions are quadratic forms involving sum of squares of differences between parameters, it was noted that these can be put onto a likelihood basis in an analogous way to random effects models, thus enabling the weights to be applied to each penalty function to be estimated instead of being arbitrarily set.

A penalty function for the stock recruitment relationship was identified as a simple way of bringing the VPA assessments more into line with the age-structured production model discussed below.

The scientists agreed however, that the customary hard constraints, such as $0 < F < 2$, be retained.

Uncertainty distributions for parameters (such as "M", whose values are not well known)

The question of supplementing the fitting criteria with prior distributions for some of the unknown parameters was discussed and considered to be worth pursuing in future, but not necessarily for the 1996 assessment.

5.5 Fitting criteria and variances for VPA/IPA

Weighting of abundance indices

It was agreed that the preferred method was to estimate the variance of each abundance index as part of the standardization procedure (See Section 4).

Inclusion of covariances within abundance indices, as described in SCRS/95/77, was considered desirable, provided that it is feasible to modify the assessment programs to include covariances in the weighting function. The covariances are only large when the CPUE data are very unbalanced. Covariances can be ignored when the standardization analyses indicate the covariances are small.

The alternative method of iterative re-weighting was felt to be potentially problematic, since it can interact with model mis-specification in complicated ways. However, for comparability with previous assessments, alternative runs using iterative re-weighting would also be performed.

Fitting criterion

Previously the fitting criterion has been the sum of squared residuals between the annual abundance indices and the estimated stock abundance. The scientists agreed to use the sum of squared residuals between the log abundance

and the log indices, since this is more consistent with the way the indices are standardized.

Variance estimation for assessment results

Two methods to estimate the variance of each assessment output were suggested.

- (i) bootstrapping of the data: generation of multiple pseudo-data sets from each abundance index using the estimated variances (and possibly also covariances) of each index, and repeat of the assessment run for each data set;
- (ii) parametric bootstrap: internally to the assessment model, generate multiple pseudo-data sets distributed around the expected values of each data point estimated from the point assessment.

It was agreed that the decision on which method to use, which may depend on practical considerations, be deferred until the following meeting.

There was discussion as to whether variability/uncertainty in natural mortality and other factors be included in the bootstrap replications. The scientists agreed that, if time permits, additional bootstrap runs incorporating this extra uncertainty be conducted as a sensitivity analysis, but that it was not necessary for the base case assessment.

5.6 Outliers

The scientists considered that examination of data for outliers should be performed at the stage of standardizing the abundance indices. Apparently aberrant data points can be a symptom of an inappropriate statistical model for the CPUE. Treating data points as outliers after the assessment results have been seen should only be considered as a last resort. If it is done, an objective criterion must be used. It was agreed that the method of trimmed least squares presented in SCRS/95/89 was the preferred method to use, if it is feasible, to implement computationally in the assessment. Failing that, the cruder approach of trimming all absolute t-values greater than 2.5 (if any) to 2.5 would be used. This would be done in just one step without iteration.

5.7 Retrospective patterns

In 1994 an adjustment was made for retrospective patterns in the plus group for the eastern Atlantic but not for the western Atlantic. It was agreed at the Session that the assessments should always be examined for retrospective patterns, but cautioned about making *ad hoc* adjustments for retrospective patterns. It was noted that such adjustments had tended to be made selectively. A further problem was the lack of an obvious diagnostic criterion as to when an apparent retrospective pattern should be considered significant. There was some doubt as to whether the adjustment methods used in the 1994 assessment had a valid theoretical basis and there was no guarantee that the adjusted estimates of terminal abundance would be any closer to the truth than the unadjusted estimates. Concerns were expressed that the adjustments were merely treating symptoms, and that efforts should be made to identify and correct the causes of the retrospective patterns. On the other hand, there was concern that failure to address the issue would reduce the credibility of the assessments, especially where the assessment was predicting abundance levels below subsequent catches made.

The scientists participating in the Methodology Session were not able to make a final decision as to whether adjustments for retrospective patterns should be applied. It was agreed that if such adjustments are made they should be based on an objective criterion applied to each assessment consistently for deciding when an adjustment was appropriate. Alternative methods for treating retrospective patterns, such as a penalty function to reduce trends in recent F values, should be considered.

5.8 Production models

It was agreed that in order to obtain estimates of MSY level for addressing the Commission's request, a production model approach would be desirable in addition to the VPA assessment. A lumped biomass model was not considered appropriate for bluefin tuna until such time as a representative series might be developed. The age-specific version of the production model should be used.

In order to improve the precision of estimates of the MSY level, data should be included if possible from past periods when the stock may have been near MSY level. Some information on catch at size is available in the ICCAT data base back to 1960. Catch data are available for further earlier years. Abundance indices for the 1960's are given in SCRS/83/64. These should preferably be reworked using currently preferred standardization methods, but if that is not achieved in the time available, the indices given in SCRS/83/64 can be used.

5.9 Computer code

VPA/IPA

As in previous years, it was considered useful if the assessments were conducted with independently produced programs that generated essentially the same results when applied to the same case, as cross-check on whether the programs are implementing the assessment according to the agreed specification. Butterworth agreed to arrange for the program written by Punt that was used for the 1994 assessment to be sent, together with the input and output data files for the 1994 assessment, to the Miami and Shimizu laboratories and to others on request. Restrepo reported that he had been able to duplicate the 1994 assessment results using his program FADAPT. This program is available from the Secretariat on request and a user's guide was circulated at the meeting. C. Porch's program (SCRS/95/75) can also duplicate what was done in 1994. A Japanese program was also available, but currently it cannot implement the 1994 assessment exactly as specified.

Age-structured production model

A program written by A. Punt (1994) is available to implement the age-structured production model.

6. PROJECTIONS

Previous assessments of Atlantic bluefin tuna have typically involved projections. In a simplistic way, these can be described as having generally been of two types: short (a couple of years) and long (one life span, or more) terms. The short-term ones have been based on VPA-based estimates of the current stock sizes and have been aimed at estimating targets like replacement yield. Because such projections become heavily dependent on the assumed future recruitments as the projected time-horizon increases, emphasis has been placed on making the time horizon long enough to be informative but short enough so that any conclusions reached are not too uncertain. The long term projections have been based on per-recruit estimates of yield and biomass given assumed life history parameters and sustained fishing practices (selectivity, F). The aim of such projections is usually to comment on the long-term sustainability of specific catch or exploitation levels assuming that recruitment is constant. While useful in many respects, neither of the two procedures is very satisfactory for developing specific guidance in rebuilding depleted stocks.

Last year, the Commission resolved to instruct the SCRS to develop various recovery options for the two bluefin management stocks with specific guidelines as follows:

"That the SCRS develop, at its 1996 meeting, separate and distinct recovery options for each of the western and eastern Atlantic bluefin tuna management stocks, taking into account the possible effects of mixing that may occur; and the SCRS should calculate a series of annual total allowable catches (TACs) based on stock projections that are needed for rebuilding the western and eastern management stocks, respectively, to levels which would support MSY, within selected alternative recovery time periods and with intermediate goals and milestones along the path to rebuilding. The recovery options shall be based on the 1996 stock assessments for each management stock. The selected alternative recovery time periods shall be 10, 15 and 20 years, with a 50% probability. The SCRS shall also consider, in the recovery options for the eastern stock, the effect of banning fishing by nets, as well as longline, in the Mediterranean during the spawning months. The recovery options for the eastern stock shall take into consideration the problem of catch by non-Contracting Parties.

Also that ICCAT shall continue close collaboration with the GFCM with respect to collecting available Mediterranean data in connection with the above project."

The scientists were pleased to receive specific guidance from the Commission in this respect. With such

instructions, it now becomes necessary for the SCRS to use projections with a purpose other than estimating short-term replacement yields or to make general comments on the long term sustainability of hypothetical exploitation regimes. It is expected that in subsequent assessment years there will be feedback between the Commission and the scientific management advice, such that there will be room for modifying specific target benchmarks and dates. This section presents guidelines for carrying out such projections at the 1996 assessment. It is hoped that the basic principles of these guidelines will be carried into future assessments during rebuilding.

Technical Specifications

Technical specifications for the west Atlantic bluefin tuna projections carried out in 1994 are thoroughly described in Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS Report. The same methods will generally be applied for the eastern stock with appropriate modifications as deemed necessary from discussions by the assessment group.

Future recruitments

Based upon visual examination of the stock-recruitment plot from the 1994 base case VPA, the last west Atlantic projections assumed a stock recruitment relationship based on two lines: A straight line going from the origin to a certain R-B point (where R denotes recruits and B denotes spawning biomass), and thereafter a straight line predicting constant recruitment at higher levels of biomass (Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS Report). The Session considered that a similar consensus-based decision could be made in 1996, although not necessarily limited to such a 2-line relationship. Other useful alternatives would be: A 2-line relationship, with the second line having a slope greater than zero, and a Beverton-Holt relationship. The scientists noted that the relationship so perceived would not necessarily provide reliable extrapolations to higher biomass levels than estimated in the assessment (i.e., biomass and recruitment were presumably higher before 1970, when the VPA time series starts). Thus, it should be kept in mind that research efforts to extend the historical time series into the past will shed more light into the form of the stock-recruitment relationship.

Also, a similar consensus-based relationship should be developed for the east Atlantic management stock.

The projections will be stochastic in nature, with process error being captured by the sequences of future recruitment values which will vary around the predicted relationship. When making projections under different scenarios (specified below), it is important to use the same sequences of random deviates across scenarios. Generally, that could be accomplished by using a random number generator exclusively for recruitment and initializing it with the same seed for every projection. The programmers must take care to ensure that the random numbers remain in sequence across runs.

Another aspect of the stochastic nature of the projections is that the deterministic stock-recruitment relationship based on each bootstrap assessment run should be allowed to vary. This implies that the software be used to compute the relationship for each bootstrapped result, which may bring complications if a non-linear fitting (e.g. for the Beverton-Holt form) is performed. It was noted that it might not be possible to address this issue adequately before the 1996 assessment. As such, the 1996 assessment group may have to consider options other than a bootstrap-specific stock-recruitment relationship.

Finally, it should be noted that an age-structured production model assessment of both stocks will be attempted (Section 5). In these cases, the assessment itself estimates a stock recruitment relationship, which should be maintained for the projections.

Past recruitments

In 1994, the SCRS decided that the last (most current) three estimates of recruitment from the base-case VPA for the western stock were not estimated reliably (Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS Report). These were replaced by the geometric mean recruitment from the preceding 10 years. There is no reason to expect that the most recent recruitment levels will be estimated more reliably in the 1996 assessment, for either stock. Since there is a danger in deciding whether or not to replace the recent recruitment estimates *a posteriori*, replacement of the last three recruitment values should be carried out for both stocks, regardless of the results. The replacement does not necessarily have to be the geometric mean of the preceding 10 years, as in Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS

Report. The trends in recruitment (and spawning stock sizes) in the preceding 10 or so years should be examined as the basis for the replacement decision.

Selectivity-at-age for future catches

The geometric mean for recent estimated fishing mortalities at age should be used to develop the selectivity vector, as in Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS Report, for both stocks. Whether to use the most recent three or some previous three-year block should be a consensus decision giving consideration to any restrictions or changes in exploitation patterns that may have affected selectivity differentially over time. The latter is of special concern for the eastern stock, primarily in the Mediterranean, where selectivity at age is thought to have changed substantially in 1994 and 1995, as a result of shifts in fishing strategies.

Allowance for changes in regulations in the projections should be considered carefully. Two alternative scenarios could be developed: (1) Approximating 100% compliance with the regulations (as in the 1994 assessment), and (2) using an estimate of percent compliance from the estimated selectivities at age after the regulations came into effect. In addition, it will be desirable to estimate the expected effect that banning fishing by nets and longlines in the Mediterranean during the spawning months will have on the overall selectivity for the eastern stock. For both stocks, this will imply some additional analyses, some of which may not be feasible for 1996. Scientists who will attend the 1996 assessment meeting should plan ways to estimate the effects of such regulatory changes. The scientists at the Session expressed particular concern about the adequacy of catch and effort temporal-spatial statistics from France in the Mediterranean, and that efforts be made to improve these as soon as possible.

If time is of essence, examination of different levels of compliance would become a lesser priority. The scientists recognized that there will be difficulties in incorporating regulatory changes into the projections in a realistic fashion in the immediate future. However, it would be useful to illustrate this problem given that it is deemed to be of concern.

Order of some computations

If, and only if, a retrospective adjustment is carried out (Section 5), the order of computations should be as shown below in order to ensure consistency.

- a) Retro-adjust.
- b) Back-calculate stock sizes and fishing mortalities at age.
- c) Replace the most recent three recruitment values.
- d) Compute forward the stock sizes and fishing mortality rates for the corresponding cohorts up to the most recent year.
- e) Compute the selectivities.

Weight-at-age and other life history parameters

The same protocol as in Appendix BFTW-3 of the 1994 SCRS Report will be used, noting differences in the growth curves between the eastern and western stocks.

All other relevant life-history parameters should be consistent between the assessment method and the projection. For instance, if natural mortality were specified as age-specific in the assessment, the same age-specific schedule should be maintained for the projections.

Control laws

Two future exploitation strategies will be addressed: Constant catch and constant fishing mortality levels for 10, 15 and 20 years. Only the 20-year projections need to be made, and their results should be summarized for the 10th and 15th years as well.

The constant catch projections will again be used to illustrate the likely consequences of such strategies as they relate to the recovery targets in the three time horizons. That is, based on the stochastic projections, probability profile plots will be constructed for each time horizon, having the catch level on the X-axis, and the probability of reaching the target on the Y-axis. The latter is the proportion of projection runs that result in $B_H/B_{MSY} >= 1$, where H denotes

the final year in the projection time horizon being examined. The constant TAC required to meet the Commission's target would be that resulting in the 50th percentile of the distribution.

The constant fishing mortality projections will be used to more directly address the specific request of the Commission for a series of annual TACs, acknowledging that they do not necessarily need to be constant. Similar probability profile plots as described above could be constructed with fishing mortality in the X-axis. The TAC trajectory corresponding to the Commission's request would be obtained from the deterministic projection at the F resulting in the 50th percentile of the B_H/B_{MSY} values.

Not reaching the B_{MSY} target in 10 to 20 years remains a possibility. In that respect, the plots suggested above are flexible, and the assessment group could consider other quantities such as one-half B_{MSY} .

Other projections should be made to provide consistency with previous assessments, namely the status quo (catch and F levels) and a few variations of these. Similar plots should be made as in the previous assessments, i.e. trajectories of biomass, catch and fishing mortality. In some cases it would be desirable to estimate the difference in various statistics (e.g. biomass) under different harvest strategies. These comparisons should be made on a run by run basis to take advantage of the consistent nature of the random deviates used in the various projections.

Spawning Biomass at MSY

Spawning Biomass at MSY (B_{MSY}) will need to be estimated. This would require combining the stock-recruitment relationship with yield and spawning biomass per recruit computations. A maximum age of 40 is recommended for the per-recruit computations. Spawning stock biomass will be computed from mid-year numbers and weights.

It should be noted that additional programming will be needed for the software used for projections. Because the stochastic projections will be based on bootstrapped assessment results, each projection will have a different stock recruitment relationship and a different selectivity pattern (the latter affects the per-recruit computations). As such, to ensure consistency, the B_{MSY} estimates should be bootstrap-specific. It is expected that the estimates of B_{MSY} and B_H will be highly variable. However, the ratio B_H/B_{MSY} used as the target benchmark should be less variable if this consistency is maintained. The scientists noted, however, that there may be difficulties in fitting nonlinear stock recruitment relationships for each bootstrapped assessment result, as noted in the Future recruitments section above.

Sensitivity runs

In addition to examining the effect of regulations into the future, other sensitivity runs could be useful. The specific nature of these should be left up to the assessment group to decide. One run suggested at this meeting would be to vary the natural mortality at age schedule (consistently with the assessment). The purpose for making such sensitivity runs should not be based solely on the perception that a given change in assumptions will change the results. Instead, sensitivity runs should be justified on the basis that the alternative might be a better representation of reality.

Testing and Management Procedures

Document SCRS/96/62 presented a simulation framework which can be used to evaluate the relative performance of various combinations of assessment methods and harvesting control rules in terms of achieving specific management targets. In particular, the framework is being developed to evaluate the methods that the SCRS could use to predict trajectories of stock recovery. The framework focuses specifically on the recovery targets, rather than intermediate results such as assessment biases, etc. This and related methods will prove to be very useful in providing further guidance to the Commission. In the near future, these methods could be used to compare the relative performance between competing alternative combinations of assessment methods and harvesting control rules. In the medium term, they could become the basis for developing a robust management procedure (Section 7) which addresses inter-related issues such as: The precision and nature of the data, the assessment method and its frequency, the harvest control laws and their implementation, and the feedback between all these.

7. REVIEW OF CURRENT AND FUTURE RECOMMENDATIONS

7.a Data required for this year's analysis

Considerable progress has been made over the years with regards to the completeness and reliability of the catch and efforts statistics provided by countries involved in bluefin tuna fishing. Despite this, there are still considerable gaps in our knowledge of catch levels and effort distributions for some fisheries. Furthermore, recent studies have indicated the possibility of substantial differences in the life history traits of the eastern and western populations of bluefin tuna.

In light of the above, the SCRS recommended that continued efforts be made by fishing nations to improve the completeness of the catch & effort series supplied according to the stratification level requested by ICCAT. Information on fishing conditions, gear characteristics, catch composition, effort distribution, and the incidence of zero catches associated with directed effort is particularly useful for assessment purpose and the formulation of abundance indices. Fishing nations are encouraged to collect this information whenever possible to assist with ongoing analyses. Whenever possible, efforts should also be made to collect information on demographic traits including movement patterns, growth rates by sex, percent maturity at age, fecundity by size class, sex ratios, and length frequencies in catches by fleet/area/month.

The latest catch and catch at size used were in the 1994 stock assessments; hence the data base is only available up to 1993. The Secretariat was asked to update these historical data base with the latest information. However, the modification is considered to be minor. At the same time, it was recommended that the Secretariat update these files up to and including 1995 data, before the next bluefin tuna stock assessment Session scheduled in September, 1996, in Rome. As soon as files are complete, they should be sent to the pertinent scientists prior to the meeting. Therefore, the meeting recommended all the scientists involved in bluefin research that the deadlines for the data submission (mostly June 30) should be strictly observed.

In order to prepare the data base to include all the bluefin data (including that of non-Contracting parties), the Ad-Hoc GFCM/ICCAT Joint Working Group on Stocks of Large Pelagic Fishes in the Mediterranean Sea is scheduled to meet immediately prior to the stock assessment Session in September, 1996. The Secretariat is asked to make every effort to realize this meeting. In case the meeting cannot be held for any unexpected reasons, the Secretariat should secure all the data needed for the assessments from non-contracting Mediterranean countries, since without these data, no reliable assessment work can be done. The participants at the Bluefin Methodology Session recommended that an agenda item on analysis of Mediterranean trap data be proposed for the GFCM/ICCAT meeting. The scientists also recommended that the information in **Appendix 6** be provided to the GFCM/ICCAT meeting organizer to provide guidance to meeting participants on how to organize their trap data. It was suggested that this information and the meeting report be circulated to interested scientists in advance of the GFCM/ICCAT meeting. As the recommendations made in the report are reiterations of ICCAT recommendations made in previous meetings, it is suggested that rapid circulation of the report and actions taken in response to the recommendations will help to meet the Commission objectives defined in the Resolution on Bluefin.

To identify the non-reported catches of bluefin tuna in the Atlantic, the scientists requested the Secretariat to make the best estimates of such catches, using information from the ICCAT Bluefin Tuna Statistical Document Program. It was noted that the scientific analysis of conversion factors for belly meat to the round weight is still pending and that such factors are essential to estimate the total landings. Since the bluefin tuna fishing season is due to start very soon, the countries involved (Japan and Spain) should make every effort to study this matter, as recommended by the Commission at its 1995 meeting.

7.b and c Fishery independent monitoring and stock structure investigation

The meeting was advised of the request of the SCRS Chairman that attention be given to those issues in the context of prioritizing research activities related to the provision of management advice. This should be on the basis of the greatest potential improvement in ability to provide reliable assessment and management advice. The meeting noted that the simulation approach put forward in document SCRS/96/62 provides a framework to undertake such an exercise. Unfortunately, shortage of time precluded further debate on this topic and the specific sub-items listed on the Agenda (**Appendix 1**). However, member countries were encouraged to give attention to these matters and prepare written submission for future discussion.

8. ADOPTION OF REPORT

After discussion and amendment, the Report was adopted. At this stage of the meeting, the following rough schedule of priorities for items recommended under Agenda items 5 and 6 was agreed in the context of preparing and refining software for use at the September meeting:

ASSESSMENT

- 1 Estimating F ratio in ADAPT
- 2 Bootstrapping of the index residuals
- 3 Uncertainty distributions for M, catch, etc.
- 4 Index variances for weighting individual indices
- 5 ASPM understanding how to use it
- 6 Bootstrapping of the index data
- 7 Index covariances for weighting individual indices
- 8 Constraints to reduce retrospective patterns
- 9 Selectivity of terminal year from average of last 3 years
- 10 Penalty function basis to include stock-recruit relationship

PROJECTIONS

- 1 Fit 3 stock-recruit options automatically for bootstraps
- 2 Estimate Y/R, B/R, S/R ---> B_{MSY} automatically
- 3 Set up stochastic projections with the same random deviates
- 4 Retro-adjust automatically if needed for bootstraps
- 5 Management simulation framework

9. ADJOURNMENT

The Bluefin Tuna Methodology Session was adjourned after expressing thanks to the Secretariat, the Chairman and the Rapporteurs.

REFERENCES:

- CCSBT. 1996. Report of the CCSBT workshop on VPA and CPUE modelling. Hobart, Australia, March 1996.
- Cooke, J. G. 1996. A procedure for using catch-effort indices in bluefin tuna assessments. SCRS/96/63.
- Cooke, J. and K. Lancaster. 1995. Consideration of statistical models for catch-effort indices for use in tuna VPAs. ICCAT SCRS/95/77.
- Dong, Q., and V.R. Restrepo. 1995. Notes on the Poisson error assumption made to estimate relative abundance of West Atlantic bluefin tuna. SCRS/95/88.
- McCullagh, P., and J.A. Nelder. 1989. Generalized linear models, 2nd edn., Chapman and Hall, New York.
- Porch, C. E., V. R. Restrepo, S. C. turner, and G. P. Scott. 1995. Virtual population analyses of Atlantic bluefin tuna incorporating movement and tagging data. ICCAT Coll. Vol. Sci. Pap. 44(1): 183-190.
- Punt, A. E. 1994. Assessments of the stocks of Cape hakes, *Merluccius* spp. off South Africa. S. Afr. J. Mar. Sci. 14:159-186.
- SAS Institute Inc., SAS® Technical Report P.243, SAS/STAT® Software: The GENMOD Procedure, Release 6.09, Cary, NC, SAS Institute Inc., 1993, 88 pp.

BLUEFIN TUNA METHODOLOGY SESSION
(Madrid, Spain - April 16 to 19, 1996)

AGENDA

1. Opening
2. Adoption of the Agenda
3. Nomination of Rapporteurs
4. CPUE standardization
 - 4.a Level of data aggregation
 - 4.b Variables for standardization
 - 4.c Error model investigation
 - 4.d Others
5. Assessment models
6. Projections
 - 6.a Technical aspects
 - 6.b Response to the Commissioners' requests to the BET species group (recovery plans)
7. Review of current status and future recommendations
 - 7.a Data required for this year's analysis
 - 7.b Fishery independent monitoring
 - 7.b.1 Relationship between CPUE and local abundance
 - 7.b.2 Experimental longlining in the Gulf of Mexico, Mediterranean Sea, Brazilian waters, etc.
 - 7.b.3 Larval survey
 - 7.b.4 Others
 - 7.c Stock structure investigation
 - 7.c.1 Man made tags (conventional and archival)
Simulation studies
Field trials
 - 7.c.2 Biological tags (genetics, micro-constituents)
8. Adoption of the report
9. Adjournment

APPENDIX 2

BLUEFIN TUNA METHODOLOGY SESSION
(Madrid, Spain - April 16 to 19, 1996)

LIST OF PARTICIPANTS

CANADA

STONE, H.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, N.B. E0G 2X0
 Tel: (506) 529 8854
 Fax: (506) 529 5862
 E-mail: hstone@sta.dfo.ca

FRANCE

LABELLE, M.
 Laboratoire MAERHA-IFREMER
 B. P. 1105
 44311 Nantes Cedex 03
 Tel: (33) 40374009
 Fax: (33) 40374075
 E-mail: mlabelle@ifremer.fr

JAPAN

HIRAMATSU, K.
 National Research Institute of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Chome Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: hira@enyo.affrc.go.jp

MIYABE, N.
 National Research Institute of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: miyabe@enyo.affrc.go.jp

TAKEUCHI, Y.
 National Research Institute of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: yukiot@enyo.affrc.go.jp

TSUJI, S.
 National Research Institute of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Chome Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: tsuji@enyo.affrc.go.jp

MOROCCO

SROUR, A.
 Institut Scientifique des Pêches Maritimes
 2 Rue Tiznit
 Casablanca
 Tel: (212) 2-222090
 Fax: (212) 2-266967

SPAIN

PALLARES SOUBRIER, P.
 Instituto Español de Oceanografía
 C/Corazón de María, 8
 28002 Madrid
 Tel: 347 36 20
 Fax: 413 55 97
 E-mail: pilar.pallares@md.ieo.es

UNITED STATES

BUTTERWORTH, D.
 Dept. of Applied Mathematics
 University of Cape Town
 Rondebosch 7700
 South Africa
 Tel: 27 21 650 2343
 Fax: 27 21 650 2334
 E-mail: dll@maths.uct.ac.za

COOKE, J. G.
 Center for Ecosystem Management Studies Mooshof
 79297 Winden
 Germany
 Tel: 49 7685-1019
 Fax: 49 7685-417
 E-mail: jcooke/641-6054@mcimail.com

PORCH, C.
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: 305 361 4232
Fax: 305 361 4515
E-mail: cporch@sen13.sefsc.noaa.gov

SCOTT, G. P.
Southeast Fisheries Science Center
NMFS
75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: 305 3614596
Fax: 305 3614219
E-mail: gerry_scott@ccgat.ssp.nmfs.gov

RESTREPO, V.
Cooperative Unit for Fisheries
Education and Research
Rosenstiel School of Marine & Atmospheric Studies
University of Miami
4600 Rickenbacker Causeway
Miami, Florida 33149
Tel: (305) 361 5933
Fax: (305) 361 4457
E-mail: vrestrepo@rsmas.miami.edu

OBSERVERS

ITALY

ADDIS, P.
Dipartimento di Biologia Animale ed Ecologia
Università di Cagliari
V. de Poeito 1
09126 Cagliari, Sardinia
Tel: 39 70 6758021
Fax: 39 70 380285

HESTER, F. J.
East Coast Tuna Association
2726 Shelter Island Dr. #369
San Diego, California 92121
Tel: (619) 792 6515
Fax: (619) 792 6519
E-mail: fhester52@aol.com

SECCI, E.
Dipartimento di Biologia Animale ed Ecologia
Università di Cagliari
V. de Poeito 1
09126 Cagliari, Sardinia
Tel: 39 70 6758021
Fax: 39 70 380285

APPENDIX 3**FURTHER NOTES ON RANDOM-EFFECTS MODELS FOR CPUE**

Some parameters, especially interactions with year, can be treated as random effects. This enables their contribution to the variance of the abundance index to be taken into account, while not preventing the estimation of an unique index.

The process is illustrated here with a worked example. Table 1 shows simulated data which have been generated as follows. There are 22 cells of data, 11 years x two months. The effort is fixed in each year at the specified values: the level of effort here is deliberately made variable to generate some imbalance in the design. For each area and month, the catch is a Poisson distributed random variable. The mean of the Poisson distribution, μ , is itself a random variable. The value of μ in month m in year y is given by:

$$\mu_{y,m} = E_{ym} \exp(Y_y + M_m + \sigma \epsilon_{ym})$$

where:

E_{ym} = effort in year y in month m

Y_y = main effect for year y

M_m = main effect for month m

σ = size of year-month interaction random effect (SD)

ϵ_{ym} = i.i.d. $N(0,1)$ random variables, one for each year-month cell

In the example, σ was set to 0.2.

Table 2 shows the result of a regression analysis of the data without random effects. In the fixed-effect analysis, year is identified as a significant main effect, but not month. The year-month interaction term is also highly significant. Thus an unique annual abundance index is not obtained. The year-month interaction term is also significant when treated as a random effect, but does not prevent unique estimation of the main year effects.

Notes on fitting

Inclusion of the year-month interaction as a random effect is equivalent to estimating it as a fixed effect, while adding the following penalty function to the deviance:

$$\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 / \sigma^2 + \log \|I + \sigma^2 H\|$$

where $\beta_{y,m}$ are the estimated year-month interaction terms and H is their information matrix (evaluated without the penalty function). If σ were known, the second term is constant, and so could be ignored, leaving a simple quadratic penalty function in the parameters. For unknown σ , the log-determinant term must be retained.

The first derivative of the deviance with respect to σ is:

$$\Delta/\sigma^2 = [\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 + \sum_{y,m} \text{var}(\beta_{y,m}) - n\sigma^2]/\sigma^4$$

where n is the number of year-month effects. The m.l.e of σ^2 is obtained by setting the derivative to zero. Since $\beta_{y,m}$ and $\text{var}(\beta_{y,m})$ are both themselves functions of σ , the solution must be found iteratively. Care must be taken when iterating because the derivative also tends to zero as $\sigma^2 \rightarrow \infty$. The constraint $\sigma^2 \geq 0$ should be respected. In cases where there is no evidence of a random effect in the data, the m.l.e of σ^2 can lie at the constraint.

Table 1. Example simulated data

YEAR	MONTH	CATCH	EFFORT
1980	1	21	10
1980	2	62	50
1981	1	63	100
1981	2	12	10
1982	1	56	50
1982	2	98	100
1983	1	18	10
1983	2	56	50
1984	1	98	100
1984	2	14	10
1985	1	49	50
1985	2	134	100
1986	1	9	10
1986	2	73	50
1987	1	106	100
1987	2	16	10
1988	1	50	50
1988	2	83	100
1989	1	11	10
1989	2	68	50
1990	1	87	100
1990	2	9	10

Table 2. Regression analysis with and without random effects

```

SET Y=CATCH MODEL=P SCALE=1 LINK=EXP OFFSET=EFFORT
PROGRESS=OFF
TRANSFORM EFFORT=LOG
FACTOR YEAR MONTH
FIT
DISPLAY DDEVIANCE
Deviance = 66.6532 d.f. = 21
FIT YEAR
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.8984 d.f. = 11
Significance test: chi-squared = 44.755 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.3637 d.f. = 10
Significance test: chi-squared = 0.535 d.f. = 1 P = 0.4647
FIT YEAR.MONTH
DISPLAY DDEVIANCE PROB
Deviance = 0. d.f. = 0
Significance test: chi-squared = 21.364 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH [year-month interaction as random effect]
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 5.03372
Significance test: chi-squared = 16.330 d.f. = 1 P = 0.0001

```

Table 3. Annual abundance index from fixed-effect analysis, omitting year.month interaction

FIT MONTH YEAR
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimate	s.e.	parameter
0.23200	0.10640	YEAR(1980)
-0.43500	0.11340	YEAR(1981)
0.05726	0.07974	YEAR(1982)
0.11720	0.11190	YEAR(1983)
0.03404	0.09616	YEAR(1984)
0.11530	0.07427	YEAR(1985)
0.21990	0.10700	YEAR(1986)
0.05148	0.09300	YEAR(1987)
-0.20390	0.08484	YEAR(1988)
0.18260	0.10870	YEAR(1989)
-0.18820	0.10230	YEAR(1990)

scale parameter taken as 1.000

Table 4. Annual abundance index from random-effects analysis

FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimate	s.e.	parameter
0.29660	0.1768	YEAR(1980)
-0.36690	0.1888	YEAR(1981)
-0.06526	0.1553	YEAR(1982)
0.16780	0.1813	YEAR(1983)
-0.00365	0.1773	YEAR(1984)
0.04697	0.1539	YEAR(1985)
0.12600	0.1836	YEAR(1986)
0.09578	0.1744	YEAR(1987)
-0.20730	0.1579	YEAR(1988)
0.12620	0.1833	YEAR(1989)
-0.21620	0.1841	YEAR(1990)

Random effect standard deviations:

1 0.1939 @YEAR.MONTH

scale parameter taken as 1.000

APPENDIX 4**CPUE STANDARDIZATION MODELS APPLIED FOR THE 1994 ASSESSMENT*****Japanese Long line Data Standardization*****EAST and Mediterranean (1975-1992)**

data used = single set

$$C = Y + M + A + G + O + Y*M + Y*A + M*A + e$$

total catch

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 3,4,5,6-7

A(rea)= 1,2, 3+4, 5, 6+7

G(ear)= 4-7, 8-11 (hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

CENTRAL ATLANTIC (1990-1993)

data used = single set and 5x5

$$C = Y + M + A + G + O + Y*A + M*A + e$$

total catch

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 10+11, 12, 1, 2

A(rea)= 1,2

G(ear)= 4-7, 8-12 (2 levels hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

WEST ATLANTIC (1976-1993)

data used = single set

$$C(1-9) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e$$

catch (ages 1-9)

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(ear)= 4-7, 5-13 (9 levels hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

BFT

$\log(BFT/10,000 + .1 \text{ mean CPUE}) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*A + bet*M + bet*A + e$

BFT (ages 1-9)

e(error) = lognormal
M(onth)= 11, 12, 1, 2
A(rea) = 1-9
G(ear)= 5-13 (9 levels hooks between floats)
Y = year
Alb = albacore catch rate quartiles
Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
Yft = yellowfin catch rate quartiles

Data used = single set

C(3-5) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e$
C(6-7) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e$
C(8+) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + e$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
e(error) = Over dispersed Poisson
Link = log
M(onth)= 11, 12, 1, 2
A(rea) = 1-9
G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)
O(ther tunas catch)
Y = year
Alb = albacore catch rate quartiles
Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
Yft = yellowfin catch rate quartiles

$\log(fish(3-5)/10,000 + 0.1*\text{mean CPUE}) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M$
 $+ bet*A + e$

$\log(fish(6-7)/10,000 + 0.1*\text{mean CPUE}) = " "$

$\log(fish(8+)/10,000 + 0.1*\text{mean CPUE}) = " "$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
e(error) = Over dispersed Poisson
Link = log
M(onth)= 11, 12, 1, 2
A(rea) = 1-9
G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)
O(ther tunas catch)
Y = year
Alb = albacore catch rate quartiles
Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
Yft = yellowfin catch rate quartiles

Data used = 5x5

C(3-5) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + bum + M*A + e$

C(6-7) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + e$

C(8+) = $Y + M + A + G + alb + bet + yft + M*A + e$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
e(error) = Over dispersed Poisson
Link = log

M(onth) = 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9
 G(ear) = 5-13 (9 levels, hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles

GULF of Mexico (1974-1981)

Data used = single set
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + M*A + whm + bum + whm*M + whm*A + bum*M + e$
 total catch

Data used = 5x5
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + swo + M*A + e$
 total catch

Offset = log(hooks)
 e(error) = Over dispersed Poisson
 M(onth) = 2-6
 A(rea) = 5
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Bet = bigeye tuna catch rate
 Yft = yellowfin catch rate
 Swo = swordfish catch rate
 Whm = white marlin catch rate
 Bum = blue marlin catch rate

Data used = single set
 $\log(\text{fish}/10,000 + .1*\text{mean CPUE}) = Y + M + A + bet + yft + M*A + bet*M + bet*A + e$

e(error) = lognormal
 M(onth)=
 A(rea)
 G(ear)= (hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Bet = bigeye tuna catch rate
 Yft = yellowfin catch rate

US Standardization Catch Rate Series

Larval Survey (1977-1992)

Data used = larval survey catch/tow
 annual average estimated catch of 1 day old larvae per 10m² surface area sampled based on standard survey grid in Gulf of Mexico. Estimates are adjusted for volume filtered, gear(mesh size) and larval size (age) effects. GLM methods are not applied in this case. The delta-lognormal approach is used in the estimation of the annual averages and variances.

US Rod & Reel Large Fish (1984-1993)

Data used = catch per 15 trips
 a. e(error) = lognormal
 b. e(error) = delta lognormal

- c. $e(\text{rror}) = \text{Poisson}$
- d. $e(\text{rror}) = \text{Gamma}$

US Rod & Reel Small Fish (1981-1993)

Data used=catch per trip

- a. $e(\text{rror}) = \text{lognormal}$
- b. $e(\text{rror}) = \text{delta lognormal}$
- c. $e(\text{rror}) = \text{Poisson}$
- d. $e(\text{rror}) = \text{Gamma}$

US Long line Gulf of Mexico

Data used=catch per set (day)

- a. $e(\text{rror}) = \text{lognormal}$
- b. $e(\text{rror}) = \text{delta lognormal}$
- c. $e(\text{rror}) = \text{Poisson}$
- d. $e(\text{rror}) = \text{Gamma}$

APPENDIX 5**ADJUSTING FOR TARGETING ON OTHER SPECIES IN GLM'S**

C_b = Bluefin catch

C_o = other species catch

E_b = bluefin directed effort

E_o = other species directed effort

Nominal $E = E_b + E_o$

Question:

How does measured bluefin catch rate

$$\frac{C_b}{E}$$

relate to bluefin abundance B_b where

$$\frac{C_b}{E_b} = q_b B_b \quad ?$$

Consider case $E_o \ll E_b$

$$\frac{C_b}{E} = \frac{C_b}{E_b} * \frac{E_b}{E_b + E_o} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{E_o}{E_b}\right)$$

$$\text{Now } \frac{C_o}{E} = \frac{C_o}{E_o} * \frac{E_o}{E} = q_o B_o \frac{E_o}{E_b + E_o} \approx q_o B_o \frac{E_o}{E_b}$$

Thus

$$\frac{E_o}{E_b} \approx \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$$

$$\text{i.e. } \frac{C_b}{E} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}\right)$$

or

$$\ln \frac{C_b}{E} \approx \ln q_b B_b - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$$

Therefore, if we use a linear model for log catch rate of the species of interest with the catch rate of other species as explanatory variable, the associated implicit assumptions are:

- 1) The true abundance (B_o) of the other species is constant in time (or, at least, has no temporal trend).
- 2) The proportion of the total effort targeted on the other species $\left(\frac{E_o}{E_b + E_o}\right)$ is small.

APPENDIX 6**TRAP INFORMATION****1 - Characteristics of tuna traps**

- geographical position (map)
- direction
- total length of trap
- length of the arms
- number of rooms
- number of workers
- gear evolution (characteristics)

2 - Data

- species
- fishing season
- variation of fishing season

2.1 Catches

- annual catches in number for each trap
- daily, weekly, monthly catches for each trap
- length / total weight frequency (fork-length, class 5 cm - 5 Kg): daily, weekly, monthly
- biological data: total sex-ratio, and for length class; stage gonad maturity for length class

3 - Fishing effort

- number of trap-nets
- number of lifting of the net

4 - Environmental data

- bottom profile
- temperature of water
- wind direction
- currents

5 - General comments

APPENDIX 7**GLM DIAGNOSTICS AND MODEL SELECTION**

The Group recognized the need for useful diagnostics that could be used for model validation. Chapter 12 in McCullagh and Nelder (1989) offers useful suggestions and should be consulted. However, it was noted that some of the procedures outlined in that book may not have been completely worked out for cases in which an offset term is included.

The various error distributions currently under investigation by SCRS (e.g. Poisson, negative binomial, Section 4.c) make implicit assumptions about the variance-mean relationship for the dependent variable. Since the choice of distribution may result in different estimates of relative abundance indices, it is important to use distributions that are consistent with the data. Dong and Restrepo (SCRS/95/88) suggested computing the mean and variance of observed catch per trip data in each cell for GLMs of U.S. rod and reel fisheries. The applicability of such an approach is of limited value, however, as the variance-mean relationship will be affected by the level of aggregation used in the analyses and the differences in effort between cells (which will also vary depending on aggregation). A more general check for consistency would be to produce diagnostic plots based on the GLM outputs, as was done for the CCSBT (1996) analyses. That approach consists of taking the fitted values as the mean and the squared residuals as the variance and then grouping the residuals into bins of approximately equal fitted values and approximately equal effort. It was noted that this approach may also be of limited applicability to Atlantic bluefin tuna because it requires data sets with very large numbers of observations so that the groupings can be performed adequately. However, it should be attempted. An alternative would be to explore procedures such as those presented in McCullagh and Nelder (1989).

Another useful diagnostic readily available in GLM packages is the computation of the "leverage" that individual observations have on the results. Looking into this is always recommended, as observations with large leverage can yield useful insight into model mis-specification and outliers.

The level of aggregation used in the analyses (Section 4.a) may have an important effect, depending on the type of error distribution being assumed. The Group noted that changing the level of aggregation has implications related to the basic assumption in GLMs that the observations are independently-distributed. For this reason, it would be useful to develop diagnostics that would indicate if a particular level of aggregation is consistent with the independence assumption.

Modeling interactions between year effects and other factors in the analyses (Section 4.b) is a problematic issue if the magnitude of the interaction coefficients is large. For SBT and for the Japanese longline data set in the East Atlantic, year-area interactions are included and a final annual index of abundance is computed (more or less) as a mean value of the predictions weighted by the size of the various areas. The CCSBT has devoted considerable effort to determining how to best accomplish this and such developments should be closely monitored. A second approach is to use a model including random effects as suggested by Cooke (SCRS/96/63) which would account for such interactions. A third alternative is simply to either ignore significant (but insubstantial) interactions, or to exclude any such interactions from the model. None of these three approaches may be entirely satisfactory for all available catch rate data sets and their application should be given careful thought.

**RAPPORT
DE LA SESSION SUR LA METHODOLOGIE DU THON ROUGE**
Madrid (Espagne), 16-19 avril 1996
(SCRS/96/14)

1. Ouverture de la session

La Session sur la méthodologie du thon rouge s'est tenue au siège de l'ICCAT à Madrid du 16 au 19 avril 1996. Elle a été ouverte par le D^r P.M. Miyake, Secrétaire exécutif adjoint de l'ICCAT, qui a souhaité la bienvenue à tous les participants. La liste des participants fait l'objet de l'**Annexe 2**. Le D^r D. Butterworth a été nommé Président.

2. Adoption de l'Ordre du jour

L'ordre du jour provisoire diffusé avant la réunion a été examiné. Après introduction de quelques modifications, il a été adopté (**Annexe 1**). Simultanément, les participants ont décidé de s'attacher en priorité à préparer les questions d'évaluation à discuter à la Session d'évaluation des stocks du thon rouge de l'Atlantique, prévue du 9 au 20 septembre 1996, afin de faciliter les travaux de celle-ci.

3. Nomination des Rapporteurs

Les scientifiques suivants ont aidé à la rédaction du rapport : J.G. Cooke, P.M. Miyake, C. Porch, V. Restrepo et G. Scott.

4. Standardisation de la CPUE

Les scientifiques connaissant bien les ensembles de données disponibles ont brièvement passé en revue les séries de CPUE utilisées dans les évaluations précédentes du thon rouge de l'Atlantique Ouest ainsi que de l'Atlantique Est et de la Méditerranée. Cinq séries de CPUE ont servi à l'évaluation de l'Atlantique Est et de la Méditerranée (BFT-E-Tableau 5 du rapport de 1994 du SCRS). Sur ces cinq séries, seules les données des taux de capture des palangriers japonais (âges 8-10+) sont standardisées à l'aide de méthodes de modélisation linéaire généralisée (GLM). Contrairement aux années précédentes où on faisait l'hypothèse d'erreurs lognormales, en 1994 c'est un modèle GLM avec erreur de Poisson qui a été employé pour standardiser les données de taux de capture des palangriers japonais. Les autres séries de CPUE appliquées viennent des taux de capture nominale des canneurs espagnols pour les poissons d'âge 2 (divisés en deux séries pour tenir compte de l'emploi du sonar) et des taux de capture nominale des senneurs français pour les thons rouges des âges 2 et 3 (deux séries). On dispose également d'une série de taux de capture nominale des madragues espagnoles, mais elle n'a pas servi à l'évaluation du cas de base car on a considéré que les taux de capture nominale des madragues étaient modifiés par un certain nombre de facteurs autres que l'abondance, ce qui rendait la série moins utile comme indice d'abondance.

Sept séries de données de taux de capture sont utilisées dans l'évaluation précédente du thon rouge de l'Atlantique Ouest (BFT-W-Tableau 5 du rapport de 1994 du SCRS). L'une d'entre elles repose sur une étude systématique, indépendante des pêches (Étude des larves du golfe du Mexique par les États-Unis), une autre sur les données des taux de capture nominale de la pêcherie canadienne de lignes surveillées exploitant les gros thons rouges du golfe du Saint-Laurent. Les cinq autres indices sont standardisés au moyen des méthodes GLM. Deux d'entre eux sont tirés des données de taux de capture des palangriers japonais, l'un pour le golfe du Mexique et l'autre pour l'Atlantique Nord-Ouest. Il existe deux séries chronologiques de taux de capture venant des pêches des États-Unis utilisant canne et moulinet pour les petits et les gros poissons et une série tirée de la pêcherie palangrière des États-Unis dans le golfe du Mexique. Chacune des séries standardisées par GLM l'a été en employant au moins deux hypothèses différentes

de structure d'erreur (Poisson et lognormale). A la réunion d'évaluation de 1994, il n'a pas été possible de déterminer de façon objective la forme la plus appropriée de l'hypothèse de structure d'erreur pour chacune des séries de CPUE examinées. Afin de faire ressortir les effets des hypothèses de structure d'erreur faites au cours du processus de standardisation de la CPUE sur les résultats de la VPA à partir de l'évaluation du thon rouge de l'Atlantique Ouest de 1994, il a été fait deux analyses VPA, l'une utilisant les séries standardisées de Poisson (plus les indices des lignes surveillées du Canada et de l'Étude des larves) et l'autre, les séries standardisées lognormales (plus les indices des lignes surveillées du Canada et de l'Étude des larves). Ces essais indiquent que les hypothèses de structure d'erreur influent principalement sur l'abondance estimée des jeunes (âges 3-5) pour la période la plus récente, l'hypothèse du modèle avec erreur de Poisson aboutissant pour eux à des estimations plus optimistes. A la réunion de 1995 du SCRS, le Groupe d'espèces Thon rouge a noté que c'était en 1994 que le Comité avait utilisé pour la première fois la structure de l'erreur de Poisson et, en raison des incertitudes concernant la justesse de cette hypothèse pour tous les ensembles de données (ou l'un quelconque d'entre eux), il a jugé nécessaire de recommander d'étudier davantage les hypothèses de structure d'erreur pour trouver la plus appropriée (qui serait sans doute plus robuste). Le rapport de 1995 du SCRS (rapport détaillé) constate que le modèle d'erreur binomial négatif est plus souple que celui de Poisson et il recommande de l'utiliser au lieu du modèle de Poisson parce que celui-ci n'est qu'un cas particulier du modèle binomial négatif.

Les sections ci-après résument les progrès des études de standardisation de la CPUE dont il a été rendu compte à cette réunion et les recommandations en vue de nouveaux travaux pour préparer la prochaine évaluation.

4.a Niveau d'agrégation des données

Le manque d'indépendance entre les observations (répliques) à l'intérieur d'une strate analytique peut influencer les estimations de la CPUE standardisée, notamment les estimations de la variance pour les valeurs standardisées annuelles. Cet effet, qui est manifeste dans certaines au moins des données de CPUE employées dans les évaluations précédentes du thon rouge (SCRS/96/63), pourrait aussi conduire à des estimations trop prudentes de la variabilité de la CPUE standardisée dans plusieurs autres ensembles de données. Diverses autres méthodes pourraient déboucher sur une amélioration des estimations de la variabilité des données de CPUE standardisées. L'une d'entre elles est la méthode proposée par Cooke et Lancaster (1995) qui estime que la variance de la valeur annuelle d'un indice tirée d'un GLM à effet fixe est la somme d'un élément dû à la variance de l'estimation sur la base de la matrice d'informations pour les facteurs de l'année dans le GLM et d'un élément dû à la variance du processus. Une autre méthode qui pourrait mieux rendre compte de l'influence du manque d'indépendance et des interactions de l'effet de l'année et d'autres effets du modèle est le modèle des effets aléatoires que propose le document SCRS/96/63 et que décrit l'**Annexe 3**. Il est recommandé d'étudier ces méthodes plus à fond en vue de leur application aux divers ensembles de données de CPUE utilisés dans les évaluations du thon rouge. Cependant, l'évaluation de ces méthodes pour tous les ensembles de données employés pour le thon rouge risque de ne pas être possible avant la prochaine réunion en raison d'un certain nombre de problèmes pratiques, dont le souci de confidentialité limitant l'accès à certaines données pointues de CPUE. Dans les cas où les méthodes en question ne peuvent pas être appliquées aux jeux de données, il faudrait évaluer la modélisation des données de capture et d'effort à l'intérieur de chaque case et la combinaison des cases là où c'est possible comme méthode éventuelle pour éviter certains des problèmes associés au manque d'indépendance. Pour certains ensembles de données, il est également possible de permettre une agrégation plus poussée dans les cas où un facteur du modèle n'a que deux niveaux (comme le facteur "type de bateau" dans les ensembles de données de la pêche à la canne avec moulinet des États-Unis) en traitant la proportion de l'effort observée dans la cellule d'un niveau du facteur comme une variante continue dans la modélisation. Cela évite de devoir scinder la cellule entre les niveaux de chacun de ces facteurs.

Les participants recommandent de recourir à une au moins des méthodes décrites ci-dessus pour chercher les signes de non-indépendance dans chacune des séries de données de CPUE. Au minimum, il faudrait modéliser les différentes séries de données à deux niveaux d'agrégation et faire les contrôles voulus de non-indépendance avant la prochaine évaluation. Pour faciliter ces analyses, il est recommandé que les ensembles de données existants utilisés pour élaborer les séries de CPUE standardisées soient mis à la disposition des participants à cette réunion (pour permettre aux scientifiques intéressés d'appliquer les différentes méthodes aux données de CPUE).

Les scientifiques ont estimé qu'il pouvait être souhaitable d'examiner aussi les ensembles de données de CPUE à une échelle plus fine. Par exemple, l'idée a été exprimée que la variabilité des données sur les petits poissons de la pêcherie des États-Unis à la canne avec moulinet, étudiée dans le document SCRS/96/63, pourrait être réduite si on

disposait pour l'analyse d'informations plus pointues sur la zone de pêche. Les États-Unis ont accepté de fournir un jeu de données à une échelle plus fine pour faciliter pareille analyse avant la prochaine évaluation.

4.b Variables de standardisation

La méthode appliquée pour accepter les variables dans les méthodes de standardisation par GLM pour les séries de CPUE des États-Unis et du Japon a rapidement été examinée. Les séries de taux de capture des deux pays sont analysées avec le progiciel SAS (Système d'analyse statistique). Dans ces analyses, les variables acceptées dans les modèles servant à la standardisation ont pour base les statistiques de l'analyse de type 3 établies par le progiciel. Une analyse de type 3 ne dépend pas de l'ordre dans lequel les termes du modèle sont spécifiés (cf. par exemple *SAS Technical Report*, p. 243). D'autres démarches et d'autres progiciels statistiques ont également été appliqués à certains ensembles de données, notamment des traitements progressifs et régressifs par paliers. L'**Annexe 4** donne la liste des divers modèles appliqués aux données de CPUE en provenance du Japon et des États-Unis disponibles lors de l'évaluation précédente. Les scientifiques recommandent de réappliquer cette année la méthode de sélection des variables appliquée aux séries chronologiques des États-Unis et du Japon lors de l'évaluation précédente (analyse de type 3).

On peut souvent se servir des procédures de sélection de modèles par paliers généralement disponibles dans les progiciels GLM. Les scientifiques ont constaté que les progiciels diffèrent parfois par les règles que les programmes utilisent pour "visiter" des formulations de modèle similaires, ce qu'il faudrait vérifier. En outre, les algorithmes d'addition ou de soustraction de 1 peuvent aboutir à des modèles finaux différents, parfois selon l'ordre d'inclusion des termes au départ. Certains progiciels peuvent offrir la possibilité de recherches aval et amont simultanées, qui pourraient être préférables aux algorithmes unidirectionnels. Pour vérifier la sélection automatisée des modèles, il faudrait avoir recours à différents algorithmes (par ex. ajouter 1, soustraire 1). Il serait encore mieux de "visiter" tous les modèles possibles, si la tâche n'est pas trop pénible. Un autre point à considérer en la matière est le critère à utiliser lors des décisions successives pour choisir un des modèles. Un critère communément utilisé est la statistique AIC, mais il existe d'autres possibilités comme le Cp ou le BIC. Les scientifiques ignoraient s'il existait des analyses ayant comparé les processus de sélection des modèles utilisant différents critères et ils ont estimé qu'il serait utile de se renseigner en la matière.

Le document SCRS/96/68 rend compte des progrès accomplis en vue d'élaborer deux indices de CPUE canadiens pour les thons rouges grands et moyens, à partir des pêcheries de lignes surveillées respectivement du golfe du Saint-Laurent et du Hell Hole. Des entretiens sont encore nécessaires avec les pêcheurs pour que toutes les marées soient comptées et pour mieux enregistrer tout changement touchant les stratégies de pêche, les engins utilisés et les autres facteurs à considérer dans la standardisation des indices. Le travail sera poursuivi et il se peut qu'une série chronologique standardisée soit disponible pour la prochaine évaluation concernant les pêcheries de lignes surveillées du Hell Hole et du golfe du Saint-Laurent. On disposera au minimum d'un indice actualisé (1981-1995) pour les gros poissons des lignes surveillées canadiennes. Les scientifiques ont remarqué que la pêcherie du Hell Hole prend des poissons un peu plus petits que celle du golfe du Saint-Laurent. Les participants recommandent de distinguer les deux séries de CPUE au lieu de les combiner en une seule, parce que chaque pêcherie vise une gamme différente de tailles (d'âges).

Les scientifiques ont discuté de savoir s'il y avait lieu ou non d'employer des données sur la capture ou le taux de capture d'autres espèces pour tenir compte des effets du ciblage qui, dans les analyses, ne sont pas suffisamment contrôlés par les données spatio-temporelles et sur les engins. On pense qu'il y a des chances pour que des informations précises sur l'engin, la zone de pêche et l'emplacement fournissent de meilleures évaluations du ciblage. Les données détaillées manquantes nécessaires pour caractériser le ciblage, les taux de prises secondaires et les prises secondaires ont également été employées dans de nombreuses analyses pour tenir compte des effets du ciblage. Punt et coll. (1995) démontrent que l'utilisation, dans l'analyse, du pourcentage d'espèces de prises secondaires n'est pas à conseiller et qu'elle peut donner des résultats trompeurs. L'**Annexe 5** indique que l'emploi des taux de capture des espèces des prises secondaires est une démarche plus acceptable. Pour les procédures de standardisation qui emploient un terme quadratique des taux de capture secondaire, il est recommandé d'évaluer les relations quadratiques de ces taux de capture secondaire. Une autre solution que le contrôle du terme quadratique - et peut-être une méthode plus solide pour évaluer le rapport fonctionnel approprié entre les covariances continues et la variable de réponse - consiste à appliquer des méthodes de modélisation additive généralisée, comme il en existe dans le progiciel d'analyse S-Plus. Les scientifiques recommandent d'étudier ces méthodes pour les séries chronologiques de taux de capture du thon rouge.

Il est également recommandé que des efforts soient faits pour standardiser les données de taux de capture des senneurs français. Dans ce but, un scientifique français a indiqué qu'au début, les efforts d'élaboration d'un indice d'abondance nécessiteraient l'application de la méthode de Richards et Schnute (1992) pour estimer la tendance centrale des séries annuelles de taux de capture des senneurs français. Cette méthode comporte une procédure de normalisation se fondant sur la vraisemblance, qui aboutit à une estimation du taux de capture médian et de la variabilité autour de la médiane estimée à partir de la distribution des observations de capture et d'effort. Si elle donne de bons résultats, cette méthode pourrait être développée davantage pour en faire une véritable procédure de standardisation qui permettrait contrôles et corrections pour tenir compte de l'époque de l'année et de facteurs supplémentaires (autres que l'abondance) susceptibles d'avoir une influence sur les taux de capture nominaux. Ces travaux déboucheront probablement sur des améliorations considérables de la qualité des séries de taux de capture utilisées pour ajuster les analyses de l'Atlantique Est et de la Méditerranée et de nouvelles recherches en la matière sont recommandées. En outre, l'idée a été avancée que cette méthodologie pourrait s'appliquer à d'autres séries de taux de capture nominaux comme les ensembles de données canadiennes sur les lignes surveillées du Hell Hole et du golfe du Saint-Laurent ou les données des canneurs espagnols. De telles applications pourraient permettre des évaluations des tendances des taux de capture médians à comparer aux séries de taux de capture moyens. Le scientifique français a accepté de collaborer à ce sujet avec les Canadiens au cas où les données canadiennes deviendraient disponibles à temps pour l'évaluation de 1996.

Les scientifiques ont aussi remarqué qu'on pourrait mieux expliquer la variabilité d'une série chronologique de taux de capture, quelle qu'elle soit, en incorporant au modèle les effets de l'environnement. Cette démarche est adoptée avec certaines des séries de données du thon rouge où les températures de la mer en surface sont évaluées en tant que facteur d'analyse. Il pourrait cependant s'avérer utile d'améliorer les méthodes mises en oeuvre et les variables considérées. De nouvelles recherches sont recommandées dans ce domaine. Il a été pris note de l'annonce par les scientifiques espagnols que les facteurs d'environnement et d'autres seraient évalués dans un cadre GLM pour standardiser les données des séries chronologiques des madragues espagnoles. Les résultats de ce travail sont censés être disponibles pour l'évaluation de 1996.

Outre les données des madragues espagnoles, plusieurs autres séries chronologiques de taux de capture de madragues sont disponibles ou le seront vraisemblablement à la réunion d'évaluation de 1996, notamment les séries de la Sardaigne (SCRS/96/61) et du Maroc. Plusieurs autres séries chronologiques de captures et de taux de capture de madragues pourraient aussi être présentées en septembre à la réunion CGPM/ICCAT. Il est recommandé aux scientifiques espagnols, italiens et marocains de collaborer pour préparer les ensembles de données sur les madragues qui pourraient se révéler utiles comme indices d'abondance. Dans ce but, il sera bon d'estimer à la fois le taux de capture annuel moyen (corrigé, au besoin, pour tenir compte des effets de l'environnement, de l'engin, de la saison, etc.) et la variabilité du taux de capture. A cette fin, les scientifiques ont élaboré quelques recommandations pour l'établissement des séries de données des madragues de manière à en faciliter la standardisation (**Annexe 6**). Il est recommandé qu'avec le concours du CGPM, le Secrétariat les diffuse parmi les pays pêcheurs de la Méditerranée et de l'Atlantique Est et demande que les scientifiques de chaque pays préparent et présentent leurs données de taux de capture des madragues de la façon recommandée et ce, à temps pour la réunion CGPM/ICCAT du mois de septembre 1996.

Le document SCRS/96/67 estime qu'il faudrait tenir compte de l'effort de manipulation lors de la standardisation de la CPUE des pêcheries où le temps nécessaire pour débarquer un seul poisson est important (ce qui peut être le cas des prises de thon rouge à la canne avec moulinet). L'utilisation du temps de manipulation dans l'indice de la pêcherie des États-Unis à la canne avec moulinet pour les petits poissons sera étudiée avant la prochaine évaluation. Le document SCRS/96/67 traite aussi de la possibilité et des conséquences de l'emploi de la fréquence des captures nulles au lieu de la CPUE moyenne comme indice d'abondance, mais à l'heure actuelle, cette méthode est jugée imprudente en l'absence de travaux plus approfondis.

Les scientifiques des États-Unis étudient actuellement deux séries de CPUE supplémentaires en vue de leur application éventuelle dans l'évaluation du thon rouge de l'Atlantique Ouest. La première série de CPUE porte sur les prises secondaires de thon rouge des palangriers américains au large de la côte est des États-Unis. Ces données sont enregistrées dans les carnets de pêche des États-Unis concernant les grands pélagiques sous forme de relevés de capture et d'effort quotidiens. D'habitude, ces prises sont rejetées en mer, bien que la réglementation permette le débarquement de quelques-uns de ces poissons pendant certaines périodes. Les poissons capturés sont généralement plus petits (plus jeunes) que ceux pris dans le golfe du Mexique. Il s'agit d'une étude préliminaire. Un document décrivant les données et l'évolution des travaux sera présenté à la réunion d'évaluation de 1996 en vue de son examen par le SCRS. La

deuxième série de CPUE concerne les poissons de taille grande et moyenne pêchés par un sous-ensemble, à savoir les ligneurs et les bateaux commerciaux pêchant à la ligne à main et au harpon au large du cap Cod et dans le golfe du Maine. Cet indice était disponible pour l'évaluation de 1993 mais il ne fut pas utilisé "à cause des inquiétudes exprimées quant à la représentativité (sic) de l'échantillon, à cause de la brièveté de la série chronologique et parce que ces données (1988-93) pouvaient, en principe, être incorporées à la série plus longue de CPUE de la pêcherie à la canne avec moulinet des États-Unis pour les gros poissons (1983-93)". En outre, les caractéristiques ressortant des carnets de pêche des capitaines et des séries chronologiques de la pêcherie à la canne avec moulinet se ressemblaient.

4.c Étude des modèles d'erreur

Il a été rendu compte à la réunion des nouveaux progrès accomplis dans l'étude des hypothèses des modèles d'erreur. Le document SCRS/96/65 aborde la question de l'efficacité des méthodes GLM de Poisson, lognormale et lognormale delta en utilisant des données artificielles (tirées de la pêcherie à la canne avec moulinet des États-Unis exploitant les gros poissons). Les résultats préliminaires semblent indiquer que les GLM lognormaux delta et s'inspirant de Poisson conviennent peut-être mieux que le GLM lognormal pour modéliser les données quand la plupart des sorties se soldent par zéro capture ou par la capture d'un seul individu. Cependant, on ne sait pas très bien comment les hypothèses sous-jacentes utilisées pour obtenir les données peuvent avoir influencé les résultats.

Le document SCRS/96/69 tire les indices d'abondance standardisés par GLM pour les grands thons rouges (âge 8+) des données de la pêcherie palangrière pélagique du golfe du Mexique. Tenant compte de données supplémentaires, cette étude met à jour les informations utilisées pour cet indice lors de l'évaluation antérieure. Les critères de sélection des variables employés sont les mêmes que par le passé. Trois hypothèses différentes d'erreur (erreur de Poisson, binomiale négative et lognormale delta) donnent des prévisions analogues des tendances relatives. Il est fait remarquer que des améliorations des ajustements lognormaux delta pourraient découler de la modélisation des proportions positives comme à partir d'une distribution binomiale utilisant un lien *logit*. Il est recommandé d'étudier cette autre voie avant la prochaine évaluation.

Le document SCRS/96/63 propose une autre procédure de standardisation des indices de CPUE qui tient compte de la covariance des valeurs annuelles des indices et utilise la distribution binomiale négative surdispersée pour modéliser la distribution de la capture. Une analyse, à l'aide de cette méthode, de la pêcherie des États-Unis exploitant les petits poissons à la canne avec moulinet fait apparaître des interactions importantes zone-année et zone-mois-année et indique que l'hypothèse d'indépendance des sorties n'est pas respectée. Les participants recommandent d'appliquer cette méthodologie aux ensembles de données disponibles. Il a toutefois été fait remarquer que vu le peu de temps restant avant la prochaine évaluation, il risquait de ne pas être possible de l'appliquer à tous les jeux de données servant à calculer l'indice d'abondance du thon rouge.

Un résumé des résultats du récent Atelier de la Commission pour la conservation du thon rouge du Sud (CCSBT) sur la modélisation de la VPA et de la CPUE a également été présenté à la réunion. Les scientifiques ont constaté que l'Atelier CCSBT avait adopté la modélisation des données de taux de capture des palangriers japonais avec l'hypothèse d'erreur lognormale et l'adjonction d'une petite constante de référence (en l'occurrence la CPUE moyenne égale à 0,1*). Ce choix a été fait parce que les diagnostics indiquaient que le rapport variance-moyenne était quadratique (comme l'hypothèse lognormale) plutôt que d'être linéaire (comme l'hypothèse de Poisson ou de Gamma). Il a été constaté qu'un rapport variance-moyenne quadratique (par ex. lognormal) peut aussi être plus adapté pour les analyses du thon rouge de l'Atlantique, en raison de la similitude supposée de la structure des données de taux de capture des pêcheries palangrières japonaises en général. Vu l'absence d'évaluations diagnostiques analogues (à celles de l'Atelier CCSBT) pour les données des palangriers japonais de l'Atlantique, les scientifiques participant à cette réunion d'avril recommandent d'utiliser l'hypothèse lognormale comme cas de référence pour les séries de données des palangriers japonais.

En 1995, le Groupe d'espèces Thon rouge a relevé le besoin de diagnostics adéquats pour orienter la sélection des résultats des hypothèses de modèles d'erreur concurrentes appliquées aux ensembles de données servant à la standardisation. Des discussions qui ont eu lieu à la réunion il ressort qu'il faudrait affiner les diagnostics pour les différentes distributions des erreurs (voir Annexe 7).

En raison des incertitudes subsistantes quant à la forme la plus appropriée des hypothèses de structure d'erreur à

appliquer aux divers ensembles de données et sur la base des recommandations du CCSBT, de la Session de 1995 du SCRS sur le thon rouge et des informations présentées à cette Session sur la méthodologie, les scientifiques participant à cette dernière recommandent que plusieurs hypothèses de modèles d'erreur soient de nouveau appliquées et qu'elles soient disponibles pour l'évaluation de 1996 au mois de septembre. Ils recommandent d'appliquer au minimum aux ensembles de données en cours de standardisation les hypothèses de modèles d'erreur lognormale (avec comme petite constante la CPUE moyenne égale à 0,1*), surdispersée de Poisson et binomiale négative. Ils recommandent également l'application, si possible, de la méthode lognormale delta et de la méthode binomiale négative surdispersée et des effets aléatoires décrites dans le document SCRS/96/63 et dans l'**Annexe 3**.

Les participants recommandent également l'application de ces méthodes, selon les besoins, aux séries chronologiques canadiennes pour le Hell Hole et d'autres zones. A ce propos, les scientifiques des États-Unis ont offert leur collaboration à ceux du Canada, au cas où les données canadiennes seraient disponibles à temps pour la prochaine évaluation.

Pour les pêches pour lesquelles il n'existe pas de données précises, telles que les pêches de madragues et de canneurs, il faudrait rassembler les données dans une unité de temps appropriée, comme 1 semaine, pour pouvoir estimer la variance à partir de la variabilité d'une semaine à l'autre.

4.d Divers

Ensuite, la discussion a porté sur le bien-fondé de l'incorporation de davantage de données historiques de taux de capture dans l'évaluation des stocks. Les rapports précédents du SCRS soulignent eux aussi l'importance de l'incorporation d'informations de ce type à l'analyse pour obtenir une meilleure base d'évaluation de davantage de tendances historiques de la biomasse reproductrice et du recrutement. On pourrait incorporer à l'analyse les données de la pêcherie palangrière japonaise pour des zones de pêche et des périodes similaires à celles décrites dans le document SCRS/83/64. Les scientifiques participant à cette réunion ont constaté que les informations de la pêcherie de palangriers japonais du golfe du Mexique (un des ensembles de données décrits dans le document SCRS/83/64) avaient déjà été incorporées à l'analyse.

5. Modèles d'évaluation

5.1 Modèles avec mélange

Le document SCRS/96/66 présente une analyse de la capacité qu'ont les modèles de VPA du SCRS avec et sans mélange de reproduire l'abondance et les tendances de stocks simulés de thon rouge. Le mélange des stocks simulés se fonde sur un modèle d'advection/diffusion comportant plusieurs taux de déplacement par classe d'âge. La plupart des VPA reproduisent très bien l'abondance de chaque stock simulé, en particulier le recrutement et les tendances relatives. La VPA avec mélange a toutefois tendance à prévoir un manque de recrutement quand l'âge du premier mélange est indiqué de façon incorrecte. La capacité de la VPA avec mélange d'estimer les taux de mélange est médiocre. Les évaluations des groupes d'âge supérieurs du stock ouest sont sensibles au déplacement vers l'ouest des poissons du stock est. Les tendances globales ne sont cependant pas masquées, à moins que les prises de poissons du stock est par les flottilles de l'Atlantique Ouest ne dépassent dix pour cent de la capture totale de poissons du stock est par toutes les flottilles (pour le thon rouge de l'Atlantique, cela représenterait quelque 4 000 tonnes par an, ce qui est plus que la capture totale de l'Atlantique Ouest). En tout cas, comparée à la VPA sans mélange, la VPA avec mélange n'améliore pas de façon significative les estimations.

A partir de ces résultats, il a été décidé que l'évaluation du cas de base traiterait l'Atlantique Est et l'Atlantique Ouest comme deux stocks sans mélange.

Toutefois, la Commission ayant explicitement demandé de tenir compte des effets du mélange, il serait fait des passages en machine supplémentaires pour montrer les effets des divers modèles avec mélange. Pour souligner le fait que les effets de l'incorporation du mélange dépendent du modèle particulier employé, les passages en machine se feront à la fois avec le modèle utilisé en 1994 (une espèce de modèle de diffusion simplifié) et avec le modèle de

chevauchement discuté en 1995. Les taux de mélange seront fixés de l'extérieur : soit ils seront estimés à partir des données de marquage, soit on choisira à la prochaine réunion un éventail de valeurs arbitraires.

Les scientifiques participant à la réunion d'avril ont insisté sur le fait que la décision de ne pas inclure le mélange dans l'évaluation du cas de base ne signifie pas qu'à l'avenir, la collecte de données relatives au mélange est sans importance. Cela signifie plutôt que, tant qu'on ne comprend pas mieux la nature du mélange, il semble plus sûr de faire reposer les évaluations sur l'hypothèse de l'absence de mélange que d'employer un modèle particulier avec mélange supposé.

5.2 Limite des stocks

Il a été question des techniques qui permettraient éventuellement de classer les poissons par stock en utilisant une ligne frontière améliorée. Par exemple, l'analyse des microconstituants permettrait peut-être de déterminer l'origine des poissons capturés. Des études de génétique sont également en cours ; elles ne seront pas achevées pour le mois de septembre mais il sera peut-être présenté un rapport sur leur état d'avancement. Un rapport verbal provisoire présenté à la réunion indiquait qu'à ce jour, les résultats n'étaient pas très cohérents.

Les scientifiques ont été d'accord pour que la limite existante serve à l'évaluation du cas de base et que les conseils de gestion soient formulés en fonction de cette limite. Si l'examen de la distribution de la capture et de la CPUE laisse supposer que ce serait utile, on pourrait faire un ou deux essais de sensibilité en attribuant une partie des prises du milieu de l'océan à la zone de l'autre stock. Il a été convenu de demander au Secrétariat de fournir les données de capture et de CPUE sur la base de carrés de $5^\circ \times 5^\circ$. Vu les contraintes de temps, on se limitera à une réattribution des prises. La réévaluation consécutive des indices de CPUE ne sera pas tentée.

5.3 Paramètres biologiques

Taux de mortalité naturelle

En 1994, l'évaluation du cas de base a utilisé $M = 0,14$ pour tous les âges et toutes les années. Les scientifiques ont admis que le taux de mortalité naturelle dépendait très probablement de l'âge. Les études consacrées à d'autres espèces tendent à prouver que les petits poissons subissent des niveaux élevés de prédatation. Il a été constaté que les taux de mortalité propres à l'âge avaient été utilisés pour un des cas de base pour le thon rouge du Sud (CCSBT, 1996). Cependant, vu les difficultés qu'il y a à quantifier l'effet propre à l'âge et la possibilité que M ne soit pas indépendant du sexe, les scientifiques sont convenus de continuer à utiliser le M constant égal à 0,14 pour le cas de base, mais de faire aussi des passages en machine supplémentaires avec un M propre à l'âge. On peut estimer le profil du M propre à l'âge à partir des données de marquage, à l'instar du document SCRS/95/80, ou l'établir par analogie avec d'autres espèces comme le thon rouge du Sud.

Croissance et reproduction

Les scientifiques présents ont souhaité que les paramètres biologiques soient estimés de manière comparable pour l'Atlantique Est et l'Atlantique Ouest. La première chose à faire était de compiler toutes les données publiées disponibles et de faire un tableau des estimations et des informations annexes pour l'Atlantique Est et l'Atlantique Ouest. Ce tableau devrait comprendre les estimations suivantes en précisant la taille des échantillons respectifs :

- pourcentage d'individus matures par âge ou par taille pour les femelles,
- longueur par âge par sexe,
- rapport taille-poids.

(M. Labelle s'est offert pour coordonner cet exercice.)

Tout changement du rapport taille-poids obligera le Secrétariat à recalculer les données de prise par taille, ce qui ne pourrait pas se faire avant la réunion de septembre sur le thon rouge.

5.4 Contraintes des paramètres

La méthode utilisée en 1994 consistait à traiter la mortalité par pêche terminale des classes d'âge 3, 5, 7 et 9 comme un paramètre estimable. La SVPA (VPA séparable) a été appliquée aux trois dernières années des données pour estimer les valeurs relatives du F terminal pour les âges 1, 2, 4, 6 et 8. Le rapport F_9/F_{10+} était précisé préalablement, sur la même base, pour trois groupes d'années à l'intérieur desquels la pêcherie était jugée relativement stable.

Les scientifiques présents en avril ont reconnu que la spécification des rapports F_9/F_{10+} et des sélectivités pour la dernière année de l'évaluation faisait problème et que les résultats risquaient d'être sensibles à ces valeurs choisies. Pour la VPA ADAPT, trois démarches différentes à appliquer pour la prochaine évaluation ont été identifiées :

1. l'analyse de Clay basée sur la prise par âge (SCRS/95/92), appelée par la suite IPA (analyse intégrée des populations), comme moyen de fixer le rapport F_9/F_{10+} séparément pour des groupes d'années ;
2. le rapport F_9/F_{10+} pour chaque groupe d'années estimé en tant que paramètre libre dans la VPA ADAPT ;
3. la sélectivité de l'année la plus récente est la moyenne des trois années précédentes pour chaque classe d'âge.

Fonctions de pénalisation

Les participants ont examiné les fonctions de pénalisation employées dans les VPA SBT, qui visaient à réduire les fluctuations de la mortalité par pêche et de la sélectivité estimées. Ils ont jugé souhaitable d'utiliser les fonctions de pénalisation, surtout si elles pouvaient être exprimées sous l'angle de la vraisemblance.

Dans la mesure où les fonctions de pénalisation sont des formes quadratiques comportant la somme des carrés des différences entre les paramètres, il a été remarqué qu'elles peuvent être mises sur une base de vraisemblance d'une façon analogue aux modèles des effets aléatoires, ce qui permet d'estimer les pondérations à appliquer à chaque fonction de pénalisation, au lieu de les fixer arbitrairement.

Une fonction de pénalisation pour le rapport stock/recrutement est conçue comme un simple moyen de mettre les évaluations par VPA davantage en accord avec le modèle de production structuré par âge discuté plus loin.

Les scientifiques sont toutefois convenus de conserver les contraintes fortes habituelles, telles que $0 < F < 2$.

Distribution des incertitudes pour les paramètres (comme M, dont on ne connaît pas bien les valeurs)

La discussion a ensuite porté sur la technique consistant à ajouter aux critères d'ajustement des distributions préalables pour certains des paramètres inconnus et il a été jugé qu'il serait bon de continuer à l'étudier dans l'avenir, mais pas forcément pour l'évaluation de 1996.

5.5 Critères d'ajustement et variances pour la VPA/IPA

Pondération des indices d'abondance

Il a été convenu que la méthode préférée consistait à estimer la variance de chaque indice d'abondance dans le cadre de la procédure de standardisation (voir section 4).

L'inclusion des covariances dans les indices d'abondance, comme la décrit le document SCRS/95/77, a été jugée souhaitable, à condition qu'il soit possible de modifier les programmes d'évaluation pour inclure les covariances dans la fonction de pondération. Les covariances ne sont importantes que quand les données de CPUE sont très déséquilibrées. On peut n'en tenir aucun compte quand les analyses de standardisation indiquent qu'elles sont faibles.

L'autre méthode de repondération itérative a été jugée être potentiellement problématique, étant donné qu'entre elle et une mauvaise définition du modèle, il peut y avoir des interactions complexes. Cependant, pour assurer la comparabilité avec les évaluations précédentes, il sera aussi exécuté d'autres passages en machine utilisant la repondération itérative.

Critère d'ajustement

Par le passé, le critère d'ajustement a été la somme des restes élevés au carré entre les indices d'abondance annuels et l'abondance estimée du stock. Les scientifiques se sont mis d'accord pour utiliser la somme des restes élevés au carré entre les logarithmes de l'abondance et les indices logarithmiques, car cela est plus compatible avec la façon dont les indices sont standardisés.

Estimation de la variance des résultats des évaluations

Il a été proposé deux méthodes pour estimer la variance des résultats de chaque évaluation :

- i) l'itération des données : création de multiples ensembles de données fictives à partir de chaque indice d'abondance en se servant des variances (et aussi, si possible, des covariances) estimées de chaque indice et répétition du traitement d'évaluation pour chaque ensemble de données ;
- ii) l'itération paramétrique : à l'intérieur du modèle d'évaluation, création de multiples ensembles de données fictives répartis autour des valeurs escomptées de chaque point de données estimé à partir de l'évaluation des points.

Il a été convenu de reporter à la réunion suivante la décision sur la méthode à employer, décision susceptible de dépendre de considérations pratiques.

On a ensuite discuté de l'inclusion ou non, dans les reproductions de l'itération, de la variabilité et de l'incertitude de la mortalité naturelle et d'autres facteurs. Les scientifiques sont d'accord pour faire, si le temps le permet et à titre d'analyse de sensibilité, des passages spéciaux par itération incorporant cette incertitude supplémentaire, mais ils sont convenus que ce n'était pas nécessaire pour l'évaluation du cas de base.

5.6 Valeurs hors norme

Les scientifiques ont estimé que l'examen des données à la recherche de valeurs hors norme devrait se faire au stade de la standardisation des indices d'abondance. Les points de données apparemment aberrants peuvent être le signe d'un mauvais choix de modèle statistique pour la CPUE. Ce n'est qu'en dernier ressort qu'il faudrait envisager de traiter des points de données comme des valeurs hors norme au vu des résultats de l'évaluation. En pareil cas, il faut utiliser un critère objectif. Il a été convenu que la méthode des moindres carrés sélectionnés présentée dans le document SCRS/95/89 était la méthode préférée à utiliser, si possible, pour l'appliquer dans les calculs de l'évaluation. A défaut, on aurait recours à la méthode plus rudimentaire consistant à ramener à 2,5 toutes les valeurs t absolues dépassant 2,5 (s'il en existe). Cela se ferait en une seule opération sans itération.

5.7 Modes rétrospectifs

En 1994, il a été fait un ajustement pour les modes rétrospectifs dans le groupe *plus* de l'Atlantique Est mais pas de l'Atlantique Ouest. A la réunion d'avril, il a été convenu qu'il faudrait toujours rechercher les modes rétrospectifs dans les évaluations, mais les ajustements *ad hoc* ont fait l'objet d'une mise en garde. Il a été constaté qu'on avait eu tendance à faire de tels ajustements de façon sélective. Un autre problème est le manque de critère évident de diagnostic pour savoir quand un mode rétrospectif apparent doit être considéré comme significatif. On ne sait pas très bien si les méthodes d'ajustement employées dans l'évaluation de 1994 ont une base théorique valable et rien ne garantit que les estimations ajustées de l'abondance terminale soient plus proches de la vérité que les estimations non ajustées. Le fait que les ajustements ne soient qu'un traitement des symptômes est un sujet d'inquiétude. Il faudrait s'efforcer d'identifier et de corriger les causes des modes rétrospectifs. Par ailleurs, ce qui est préoccupant, c'est que ne pas aborder le problème réduirait la crédibilité des évaluations, surtout quand l'évaluation prévoit des niveaux d'abondance inférieurs aux prises faites ultérieurement.

Les scientifiques participant à la réunion ne sont pas parvenus à prendre une décision définitive sur la nécessité ou non de procéder à des ajustements face aux modes rétrospectifs. Il a été convenu que s'il était fait de tels ajustements,

ils devraient se fonder sur un critère objectif appliqué immanquablement à chaque évaluation pour décider quand un ajustement était opportun. Il faudrait envisager d'autres méthodes de traitement des modes rétrospectifs, telle une fonction de pénalisation pour réduire les tendances des valeurs récentes de F.

5.8 Modèles de production

Il a été convenu qu'afin d'obtenir des estimations du niveau de la PME en réponse à la demande de la Commission, il serait souhaitable de recourir aux modèles de production en plus de l'évaluation par VPA. Un modèle de biomasse en bloc n'a pas été jugé convenir pour le thon rouge aussi longtemps qu'on ne pourrait pas élaborer de série représentative. Il faudrait se servir de la version propre à l'âge du modèle de production.

Dans le but d'améliorer la précision des estimations du niveau de la PME, il faudrait inclure, si possible, les données des périodes passées où il se peut que le stock en ait été proche. Certaines informations sur la prise par taille à partir de 1960 existent dans la base de données de l'ICCAT. Des données de capture sont disponibles qui remontent encore plus loin dans le temps. Le document SCRS/83/64 donne les indices d'abondance pour les années 60. Il vaudrait mieux retravailler ceux-ci en utilisant les méthodes de standardisation préférées actuellement, mais si le temps manque pour le faire, on peut se servir des indices que donne le document SCRS/83/64.

5.9 Code machine

VPA/IPA

Comme les années précédentes, il a été jugé utile, si les évaluations sont faites avec des programmes produits indépendamment qui, appliqués au même cas, donnent pour l'essentiel les mêmes résultats, de contre-vérifier si les programmes exécutent l'évaluation conformément à ce qui a été convenu et prescrit. Butterworth a accepté de faire parvenir aux laboratoires de Miami et de Shimizu et à d'autres sur demande le programme rédigé par Punt et utilisé pour l'évaluation de 1994, ainsi que les fichiers de données d'entrée et de sortie de cette évaluation. Restrepo a signalé avoir pu reproduire les résultats de l'évaluation de 1994 en utilisant son programme FADAPT. Ce dernier peut être obtenu sur simple demande adressée au Secrétariat ; un manuel a été distribué à la réunion. Le programme de C. Porch (SCRS/95/75) peut également reproduire ce qui a été fait en 1994. Il existe également un programme japonais mais, actuellement, il n'exécute pas l'évaluation de 1994 exactement comme il a été prescrit.

Modèle de production structuré par âge

Un programme rédigé par A. Punt (1994) est disponible pour appliquer le modèle de production structuré par âge.

6. Projections

Les évaluations précédentes du thon rouge de l'Atlantique comportaient d'habitude des projections. En simplifiant, on peut dire qu'en général, celles-ci ont été de deux types : à court terme (deux ans) et à long terme (durée d'une vie ou plus). Les projections à court terme reposent sur des estimations, à partir de la VPA, de la taille actuelle du stock et visent à estimer des objectifs comme la production de remplacement. Comme, au fur et à mesure que l'horizon de projection recule, de telles projections finissent par dépendre énormément des recrutements futurs supposés, l'accent a été mis sur le choix d'une période de projection à la fois assez longue pour être informative et assez courte pour que les conclusions tirées ne soient pas trop incertaines. Les projections à long terme se fondent sur des estimations, par recrue, de la production et de la biomasse, avec des paramètres de cycle vital supposés et des pratiques de pêche maintenues (sélectivité, F). De telles projections ont d'ordinaire pour but de faire des observations sur la durabilité à long terme de niveaux déterminés de capture ou d'exploitation avec pour hypothèse un recrutement constant. Quoiqu'elles soient utiles sous de nombreux aspects, aucune des deux démarches n'est très satisfaisante pour aboutir à des conseils précis en vue de la reconstitution de stocks en voie d'épuisement.

L'an dernier, la Commission a décidé de charger le SCRS d'élaborer plusieurs options de redressement pour les deux stocks de thon rouge constituant des unités de gestion en lui donnant des directives claires :

"Que le SCRS, à sa réunion de 1996, définisse des options individuelles et distinctes pour la gestion de chacun des stocks de thon rouge de l'Atlantique, Est et Ouest, en tenant compte des effets possibles d'un éventuel mélange ; et calcule, à partir des projections de stocks, une série de totaux de prises admissibles (TAC) annuels, qui sont nécessaires au rétablissement des stocks Est et Ouest, respectivement, à des niveaux pouvant supporter la PME, dans le cadre de périodes déterminées de récupération, et en prévoyant des objectifs et des paliers intermédiaires tout au long du processus de rétablissement. Les options de rétablissement seront fondées sur les évaluations de stock de 1996 pour chacun des stocks gérés. Les alternatives retenues concernant les périodes de rétablissement seront 10, 15 et 20 ans, avec 50 % de probabilité. Le SCRS considérera également, dans le cadre des options de rétablissement du stock Est, les effets des interdictions de la pêche au filet, et à la palangre, dans la Méditerranée pendant les mois de fraî. Les options de rétablissement du stock Est tiendront compte du problème des captures réalisées par les Parties non Contractantes.

"En outre, l'ICCAT continuera à travailler en étroite collaboration avec le CGPM pour la collecte des données méditerranéennes disponibles relatives au projet ci-dessus."

Les scientifiques ont été heureux de recevoir de la Commission des instructions précises en la matière. Ainsi, le SCRS est désormais dans l'obligation d'utiliser les projections dans un but autre que d'estimer la production de remplacement à court terme ou de faire des remarques générales sur la durabilité à long terme de régimes d'exploitation hypothétiques. Il y a des chances pour qu'au fil des années et des évaluations à venir, il y ait des rétroactions entre la Commission et les conseils scientifiques de gestion, si bien qu'il sera possible de modifier les repères et dates fixés. Cette section présente des principes directeurs pour faire ces projections lors de l'évaluation de 1996. On espère que l'essentiel de ces principes directeurs sera retenu pour les futures évaluations pendant la reconstitution des stocks.

Spécifications techniques

Les spécifications techniques des projections relatives au thon rouge de l'Atlantique Ouest faites en 1994 sont décrites dans le détail dans l'appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS. D'une façon générale, les mêmes méthodes seront appliquées au stock de l'Atlantique Est moyennant les modifications jugées nécessaires au terme des discussions du groupe d'évaluation.

Futurs recrutements

A partir de l'examen visuel du graphique stock/recrutement tiré en 1994 de la VPA du cas de base, les dernières projections concernant l'Atlantique Ouest supposent un rapport stock/recrutement reposant sur deux lignes : une ligne droite allant de l'origine à un certain point R-B (où R signifie les recrues et B, la biomasse reproductrice) et, ensuite, une ligne droite prévoyant un recrutement constant à des niveaux plus élevés de biomasse (appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS). Les scientifiques réunis en avril ont considéré qu'en 1996, il pourrait être pris une décision analogue basée sur un consensus, encore que sans la limiter forcément à pareil rapport à deux lignes. D'autres solutions utiles seraient un rapport à deux lignes dont la seconde aurait une pente plus grande que zéro et un rapport de Beverton-Holt. Les scientifiques ont remarqué qu'ainsi compris, le rapport ne fournirait pas nécessairement des extrapolations fiables vers des niveaux de biomasse supérieurs à ceux estimés dans l'évaluation (la biomasse et le recrutement étaient vraisemblablement supérieurs avant 1970, année où commence la série chronologique de la VPA). Aussi ne faudrait-il pas oublier que les efforts de recherche pour étendre la série chronologique historique dans le passé éclaireront davantage la forme du rapport stock/recrutement.

Un rapport analogue basé sur un consensus devrait également être élaboré pour l'unité de gestion de l'Atlantique Est.

Les projections seront de nature stochastique, l'erreur de traitement étant captée par les suites de valeurs futures du recrutement variant autour du rapport prévu. Lors de projections dans le cadre de divers scénarios (précisés plus

loin), il importe d'employer les mêmes suites d'écart aléatoires dans tous les scénarios. En général, on pourrait y parvenir en utilisant un générateur de nombres aléatoires exclusivement pour le recrutement et en l'initialisant avec la même valeur de départ pour chaque projection. Les programmeurs doivent veiller à ce que les nombres aléatoires se succèdent dans le même ordre dans toutes les unités de traitement.

Un autre aspect de la nature stochastique des projections est qu'il faudrait permettre au rapport déterministe stock/recrutement tiré de chaque traitement d'évaluation par itération de varier. Cela suppose qu'on utilise le logiciel pour calculer le rapport pour chaque résultat de l'itération, ce qui peut entraîner des complications s'il est fait un ajustement non linéaire (par ex. pour la forme Beverton-Holt). Il a été constaté qu'il risquait de ne pas être possible d'aborder convenablement ce problème avant l'évaluation de 1996. Aussi, en 1996, le groupe d'évaluation devra-t-il peut-être envisager des options autres qu'un rapport stock/recrutement propre à l'itération.

Enfin, il est à noter qu'on tentera une évaluation des deux stocks par modèle de production structuré par âge (section 5). En pareils cas, l'évaluation estime elle-même un rapport stock/recrutement, à maintenir pour les projections.

Recrutements passés

En 1994, le SCRS n'a pas jugé fiables les trois dernières estimations du recrutement (les plus récentes) à partir de la VPA du cas de base pour le stock de l'Atlantique Ouest (appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS). Elles ont été remplacées par le recrutement moyen géométrique des dix années précédentes. Il n'y a aucune raison d'espérer que les niveaux de recrutement les plus récents seront estimés de façon plus fiable dans l'évaluation de 1996, quel que soit le stock. Puisqu'il est risqué de décider de remplacer ou non *a posteriori* les estimations du recrutement récent, il faudrait remplacer les trois dernières valeurs du recrutement pour les deux stocks, indépendamment des résultats. Elles ne doivent pas forcément être remplacées par la moyenne géométrique des dix années précédentes, comme dans l'appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS. Pour fonder la décision de remplacement, il faudrait examiner les tendances du recrutement (et de la taille du stock géniteur) au cours des quelque dix années précédentes.

Sélectivité par âge pour les futures prises

La moyenne géométrique des mortalités par pêche estimées récentes, par âge, devrait servir à élaborer le vecteur de sélectivité, comme dans l'appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS, pour les deux stocks. La décision d'utiliser les trois années les plus récentes ou une autre période triennale antérieure devrait être prise par consensus en tenant compte de toute restriction ou de tout changement des modes d'exploitation susceptible d'avoir eu différents effets sur la sélectivité au fil du temps. Ce dernier point est particulièrement intéressant pour le stock est, principalement en Méditerranée, où on pense que la sélectivité par âge a beaucoup changé en 1994 et 1995 à la suite de modifications des stratégies de pêche.

Il faudrait étudier avec soin la prise en compte des changements de réglementation dans les projections. Deux scénarios différents pourraient être mis au point : (1) en tenant compte d'un respect de la réglementation proche de 100 % (comme dans l'évaluation de 1994) et (2) en recourant à une estimation du pourcentage de respect à partir des sélectivités par âge estimées après l'entrée en vigueur de la réglementation. En outre, il sera souhaitable d'estimer l'effet escompté que l'interdiction de la pêche au filet et à la palangre en Méditerranée pendant le frai aura sur la sélectivité globale pour le stock est. Pour les deux stocks, cela supposera des analyses supplémentaires, dont certaines risquent de ne pas être faisables pour 1996. Les scientifiques qui assisteront à la réunion d'évaluation de 1996 devraient prévoir des moyens d'estimer les effets de pareils changements de la réglementation. Les scientifiques réunis en avril se sont particulièrement interrogés sur le caractère acceptable ou non des statistiques spatio-temporelles de capture et d'effort de la France pour la Méditerranée et ils ont souhaité que des efforts soient faits pour les améliorer dès que possible.

Si le temps impose sa loi, l'examen des différents niveaux d'application de la réglementation passera au second plan. Les scientifiques ont reconnu que dans l'avenir immédiat, il serait difficile d'incorporer de façon réaliste les changements de réglementation dans les projections. Il serait pourtant utile d'éclairer ce problème vu qu'il est jugé préoccupant.

Ordre de certains calculs

S'il est fait un ajustement rétrospectif et uniquement dans ce cas (section 5), par souci d'homogénéité l'ordre des calculs devrait être le suivant :

- a) faire l'ajustement rétrospectif,
- b) rétrocaser la taille du stock et la mortalité par pêche par âge,
- c) remplacer les trois valeurs de recrutement les plus récentes,
- d) calculer "en marche avant" la taille du stock et le taux de mortalité par pêche pour les cohortes correspondantes jusqu'à l'année la plus récente,
- e) calculer la sélectivité.

Poids par âge et autres paramètres du cycle vital

On se servira du même protocole que dans l'appendice BFTW 3 du rapport de 1994 du SCRS, en prenant note des différences entre les stocks est et ouest dans les courbes de croissance.

Entre la méthode d'évaluation et la projection, tous les autres paramètres utiles du cycle vital devraient être compatibles. Par exemple, si dans l'évaluation on stipule la mortalité naturelle propre à l'âge, le même tableau de mortalité devrait être maintenu pour les projections.

Lois de maîtrise de la pêche

On s'occupera de deux stratégies d'exploitation dans l'avenir : niveaux de capture constants et niveaux de mortalité par pêche constants pendant 10, 15 et 20 ans. Seules doivent être faites les projections sur 20 ans et leurs résultats devraient en outre être résumés pour les 10^{ème} et 15^{ème} années.

Les projections à capture constante serviront de nouveau pour mettre en lumière les conséquences probables de ces stratégies par rapport aux objectifs de redressement aux trois horizons. Autrement dit, sur la base des projections stochastiques, il sera établi des graphiques du profil de probabilité pour chaque horizon, le niveau de capture étant porté sur l'axe des abscisses et la probabilité d'atteindre l'objectif l'étant sur l'axe des ordonnées. Celle-ci est la proportion de passages de projections qui aboutissent à $B_H/B_{MSY} \geq 1$, où H est la dernière année, à savoir l'horizon de projections étudié. Le TAC constant nécessaire pour atteindre l'objectif de la Commission serait celui menant au 50^e centile de la distribution.

Les projections à mortalité par pêche constante serviront à s'occuper plus directement de la série de TAC annuels explicitement demandée par la Commission, en admettant qu'ils ne doivent pas forcément être constants. On pourrait établir des graphiques du profil de probabilité analogues à ceux décrits ci-dessus, la mortalité par pêche étant portée sur l'axe des abscisses. La trajectoire des TAC correspondant à la demande de la Commission serait obtenue à partir de la projection déterministe au F menant au 50^e centile des valeurs de B_H/B_{MSY} .

Il reste possible que d'ici 10 à 20 ans, on n'atteigne pas l'objectif de B_{MSY} . Sous ce rapport, les graphiques proposés ci-dessus sont souples et le groupe d'évaluation pourrait envisager d'autres quantités comme la moitié de B_{MSY} .

D'autres projections devraient être faites par souci d'uniformité avec les évaluations précédentes, à savoir les projections supposant le statu quo (niveaux de capture et de F) et quelques variations de celles-ci. Il faudrait faire des graphiques semblables à ceux des évaluations précédentes, c.-à-d. tracer les trajectoires de la biomasse, de la capture et de la mortalité par pêche. Dans certains cas, il serait souhaitable d'estimer la différence pour diverses statistiques (par ex. la biomasse) en fonction des différentes stratégies de pêche. Ces comparaisons devraient se faire pour chaque passage en machine pour profiter de la cohérence des écarts aléatoires utilisés dans les différentes projections.

Biomasse reproductrice au niveau de la PME

Il faudra estimer la biomasse reproductrice au niveau de la PME (B_{MSY}). Cela imposera de combiner le rapport stock/recrutement et les calculs de la production et de la biomasse reproductrice par recrue. Pour les calculs par recrue,

il est recommandé un âge maximum égal à 40. La biomasse du stock géniteur sera calculée à partir des effectifs et des poids au milieu de l'année.

Il faut signaler qu'une programmation plus poussée sera nécessaire pour le logiciel servant à faire les projections. Comme les projections stochastiques reposent sur les résultats d'évaluations par itération, chacune aura un rapport stock/recrutement différent et des caractéristiques de sélectivité différentes (ces dernières ont une influence sur les calculs par recrue). Aussi, pour garantir la compatibilité, les estimations de B_{MSY} devraient-elles être propres à l'itération. On s'attend à ce que les estimations de B_{MSY} et de B_H soient extrêmement variables. Cependant, le rapport B_H/B_{MSY} utilisé comme référence de l'objectif devrait être moins variable si cette compatibilité est maintenue. Les scientifiques ont toutefois remarqué qu'il pourrait y avoir des difficultés à ajuster les rapports stock/recrutement non linéaires pour chaque résultat d'évaluation par itération, comme il a déjà été indiqué plus haut dans la section "Futurs recrutements".

Passages de sensibilité

Outre l'examen de l'effet de la réglementation dans l'avenir, d'autres passages de sensibilité pourraient être utiles. Il faudrait laisser au groupe d'évaluation le soin de décider de leur nature précise. Un passage en machine proposé à la réunion d'avril consisterait à varier le tableau de la mortalité naturelle par âge (de façon compatible avec l'évaluation). De tels passages de sensibilité ne devraient pas être exécutés uniquement parce qu'on s'est aperçu qu'un changement donné des hypothèses modifierait les résultats. Il faudrait plutôt les justifier en arguant que l'autre solution pourrait mieux représenter la réalité.

Procédures d'essai et de gestion

Le document SCRS/96/62 présente un cadre de simulation pouvant servir à évaluer les performances relatives de diverses combinaisons de méthodes d'évaluation et de règles de maîtrise de la pêche en fonction des objectifs de gestion précis à atteindre. Ce cadre est notamment en cours de mise au point pour évaluer les méthodes que le SCRS pourrait employer pour prévoir les trajectoires de redressement du stock. Il est axé tout spécialement sur les objectifs de redressement, plutôt que sur les résultats intermédiaires tels que les biais d'évaluation, etc. Cette méthode et d'autres qui s'y rattachent s'avéreront très utiles pour mieux orienter la Commission. Dans le proche avenir, elles pourraient servir à comparer les résultats respectifs de différentes combinaisons concurrentes de méthodes d'évaluation et de règles de maîtrise de la pêche. A moyen terme, elles pourraient constituer le point de départ de l'élaboration d'une solide procédure de gestion (section 7) s'attaquant à des problèmes liés entre eux comme la précision et la nature des données, la méthode d'évaluation et sa fréquence, les lois de maîtrise de la pêche et leur application, et les rétroactions entre toutes ces questions.

7. Examen de la situation actuelle et recommandations pour l'avenir

7.a Données requises pour l'analyse de cette année

Au fil des années, des progrès considérables ont été accomplis pour ce qui est de la communication de statistiques de capture et d'effort complètes et fiables par les pays pêchant le thon rouge. Néanmoins, il existe encore d'énormes lacunes dans la connaissance que nous avons des niveaux de capture de certaines pêcheries et de la répartition de leur effort. De surcroît, des études récentes indiquent la possibilité de l'existence de différences importantes entre les caractéristiques du cycle vital des populations est et ouest de thon rouge.

Cela étant, le SCRS a recommandé aux pays pêcheurs de faire des efforts continus pour compléter les séries de capture et d'effort fournies en respectant le niveau de stratification demandé par l'ICCAT. Les informations sur les conditions de pêche, les caractéristiques des engins, la composition des captures, la répartition de l'effort et l'incidence des prises nulles associées à l'effort dirigé sont particulièrement utiles pour les évaluations et l'élaboration des indices d'abondance. Les pays pêcheurs sont encouragés à les rassembler chaque fois que c'est possible pour faciliter les analyses en cours. Dans la mesure du possible, il faudrait aussi s'efforcer de rassembler des données sur les

caractéristiques démographiques, notamment sur les modes de déplacement, les taux de croissance par sexe, le pourcentage d'individus matures par âge, la fécondité par classe de taille, les *sex ratios* et les fréquences de longueur dans les prises par flottille/zone/mois.

Les dernières données de capture et de prise par taille utilisées l'ont été dans les évaluations des stocks de 1994. La base de données disponible ne va donc que jusqu'à 1993. Il a été demandé au Secrétariat de mettre à jour cette base de données historiques avec les informations les plus récentes. La modification est cependant jugée minime. En même temps, il a été recommandé au Secrétariat d'actualiser ces fichiers jusqu'aux données de 1995 comprises, avant la prochaine réunion d'évaluation des stocks de thon rouge prévue à Rome en septembre 1996. Dès que les fichiers seront complets, il faudra les envoyer aux scientifiques voulus avant la réunion. Aussi les participants ont-ils recommandé à tous les scientifiques étudiant le thon rouge de respecter strictement les dates limites de présentation des données (dans la plupart des cas, le 30 juin).

Afin de préparer la base de données pour qu'y figurent toutes les données sur le thon rouge (y compris celles des Parties non contractantes), il est prévu que le Groupe de travail *ad hoc* CGPM/ICCAT sur les stocks de grands pélagiques de la Méditerranée se réunisse juste avant la réunion d'évaluation des stocks en septembre 1996. Il est demandé au Secrétariat de tout faire pour que ce groupe de travail mixte se réunisse effectivement. Au cas où des raisons inattendues empêcheraient la tenue de cette réunion, le Secrétariat devrait se procurer toutes les données nécessaires aux évaluations auprès des pays méditerranéens non contractants car, sans elles, il ne peut être fait aucun travail d'évaluation fiable. Les participants à la Session sur la méthodologie du thon rouge recommandent de proposer d'inscrire l'analyse des données des madragues méditerranéennes à l'ordre du jour de la réunion CGPM/ICCAT. Les scientifiques recommandent également que la liste de l'**Annexe 6** soit transmise à l'organisateur de la réunion CGPM/ICCAT pour orienter ses participants quant à la façon d'agencer leurs données sur les madragues. Il a été suggéré que ces informations et le rapport de la réunion d'avril soient diffusés parmi les scientifiques intéressés avant la réunion CGPM/ICCAT. Comme les recommandations faites dans ce rapport répètent les recommandations de réunions précédentes de l'ICCAT, on pense que la diffusion rapide de ce rapport et des mesures prises à la suite des recommandations contribuera à ce que soient atteints les objectifs de la Commission définis dans la Résolution relative au thon rouge.

Pour identifier les captures non déclarées de thon rouge de l'Atlantique, les scientifiques ont demandé au Secrétariat d'en faire les meilleures estimations en se servant des données du Programme ICCAT de Document statistique Thon rouge. Il a été constaté que l'analyse scientifique des facteurs de conversion de la chair du ventre en poids vif était encore en souffrance et que ces facteurs étaient essentiels pour estimer le total des débarquements. La saison de pêche du thon rouge devant commencer sous peu, les pays concernés (Espagne et Japon) devraient faire tout leur possible pour étudier la question, comme la Commission l'a recommandé à sa session de 1995.

7.b/7.c Surveillance indépendante des pêcheries et recherche sur la structure des stocks

Il a été fait part aux participants de la demande du Président du SCRS d'examiner ces questions dans le cadre de la définition des priorités des activités de recherche liées à la formulation des conseils de gestion. Cela devrait se faire sur la base de la plus grande amélioration possible de l'aptitude à fournir des évaluations fiables et des conseils de gestion sûrs. Les participants ont constaté que la démarche de simulation présentée dans le document SCRS/96/62 fournissait un cadre permettant de s'engager dans pareil exercice. Malheureusement, le manque de temps les a empêchés de débattre ces points de l'ordre du jour et leurs subdivisions précises (**Annexe 1**). Les pays membres ont toutefois été encouragés à se pencher sur ces questions et à préparer des documents en vue d'une future discussion.

8. Adoption du rapport

Après discussion et modification, le rapport a été adopté. A ce stade de la réunion, l'accord s'est fait sur l'ébauche suivante de programme de priorités pour les questions objet de recommandations aux points 5 et 6 de l'ordre du jour en vue de la préparation et du perfectionnement des logiciels à utiliser à la réunion de septembre :

EVALUATION

- 1 Estimation du ratio de F dans ADAPT
- 2 Itération des restes des indices
- 3 Distributions des incertitudes pour M, la capture, etc.
- 4 Variances des indices pour pondérer les indices individuels
- 5 ASPM : comprendre comment l'utiliser
- 6 Itération des données des indices
- 7 Covariances des indices pour pondérer les indices individuels
- 8 Contraintes pour réduire les modes rétrospectifs
- 9 Sélectivité de la dernière année à partir de la moyenne des trois dernières années
- 10 Base des fonctions de pénalisation pour y inclure le rapport stock/recrutement

PROJECTIONS

- 1 Ajuster automatiquement 3 options de stock/recrutement pour les itérations
- 2 Estimer automatiquement Y/R, B/R, S/R --> B_{MSY}
- 3 Préparer les projections stochastiques avec les mêmes écarts aléatoires
- 4 Au besoin, faire automatiquement un ajustement rétrospectif pour les itérations
- 5 Cadre de simulation de gestion

9. Clôture

La Session sur la méthodologie du thon rouge a pris fin après les remerciements des participants au Secrétariat, au Président et aux rapporteurs.

RÉFÉRENCES

- CCSBT. 1996. Report of the CCSBT workshop on VPA and CPUE modelling. Hobart, Australie, mars 1996.
- Cooke, J.G. 1996. A procedure for using catch-effort indices in bluefin tuna assessments. SCRS/96/63.
- Cooke, J. et K. Lancaster. 1995. Consideration of statistical models for catch-effort indices for use in tuna VPAs. ICCAT SCRS/95/77.
- Dong, Q. et V.R. Restrepo. 1995. Notes on the Poisson error assumption made to estimate relative abundance of West Atlantic bluefin tuna. SCRS/95/88.
- McCullagh, P. et J.A. Nelder. 1989. Generalized linear models, 2nd edn., Chapman and Hall, New York.
- Porch, C.E., V.R. Restrepo, S.C. Turner et G.P. Scott. 1995. Virtual population analyses of Atlantic bluefin tuna incorporating movement and tagging data. ICCAT Coll. Vol. Sci. Pap. 44(1): 183-190.
- Punt, A.E. 1994. Assessments of the stocks of Cape hakes, *Merluccius* spp. off South Africa. S. Afr. J. Mar. Sci. 14: 159-186.
- SAS Institute Inc., SAS® Technical Report P.243, SAS/STAT® Software: The GENMOD Procedure, Release 6.09, Cary, NC, SAS Institute Inc., 1993, 88 pp.

*Appendice 1***ORDRE DU JOUR**

1. Ouverture de la réunion
2. Adoption de l'Ordre du jour
3. Désignation des Rapporteurs
4. Standardisation de la CPUE
 - 4.a Degré d'agrégation des données
 - 4.b Variables pour la standardisation
 - 4.c Etude du modèle d'erreur
 - 4.d Autres
5. Modèles d'évaluation
6. Projections
 - 6.a Aspects techniques
 - 6.b Réponses aux questions posées par les Délégués au Groupe Thon rouge (programmes de rétablissement)
7. Examen de la situation actuelle et recommandations pour l'avenir
 - 7.a Données requises pour l'analyse de cette année
 - 7.b Suivi indépendant de la pêcherie
 - 7.b.1 Rapport entre la CPUE et l'abondance locale
 - 7.b2 Pêche palangrière expérimentale (Golfe du Mexique, Mer Méditerranée, eaux brésiliennes, etc.)
 - 7.b.3 Prospection larvaire
 - 7.b.4 Autres
 - 7.c Recherches sur la structure du stock
 - 7.c.1 Marques fabriquées (marques conventionnelles et marques-archives)
Etudes de simulation
Essais sur le terrain
 - 7.c.2 Marqueurs biologiques (génétique, micro-éléments)
8. Adoption du rapport
9. Clôture

LISTE DES PARTICIPANTS

CANADA

STONE, H.H.
 Dept. of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, N.B. E0G 2X0
 Tel: (506) 529 8854
 Fax: (506) 529 5862
 E-mail: hstone@sta.dfo.ca

ESPAGNE

PALLARES, P.
 Instituto Español de Oceanografía
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid
 Tel: 347 36 20
 Fax: 413 55 97
 E-mail: pilar.pallares@md.ieo.es

ETATS-UNIS

BUTTERWORTH, D.
 Dept. of Applied Mathematics
 University of Cape Town
 Rondebosch 7700
 (Afrique du Sud)
 Tel: 27 21 650 2343
 Fax: 27 21 650 2334
 E-mail: dll@maths.uct.ac.za

COOKE, J.G.
 Center for Ecosystem Management Studies
 Mooshof
 79297 Winden
 (Allemagne)
 Tel: 49 7685-1019
 Fax: 49 7685-417
 E-mail: jcooke/641-6054@mcimail.com

HESTER, F.J.
 East Coast Tuna Association
 2726 Shelter Island Drive, #369
 San Diego, California 92121
 Tel: (619) 792 6515
 Fax: (619) 792 6519
 E-mail: fhester52@aol.com

PORCH, C.
 NMFS-Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel: 305 361 4232
 Fax: 305 361 4515
 E-mail: cporch@sen13.sefsc.noaa.gov

RESTREPO, V.
 CIFER, University of Miami
 Rosenstiel School of Marine & Atmospheric
 Studies
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tel: (305) 361 5933
 Fax: (305) 361 4457
 E-mail: vrestrepo@rsmas.miami.edu

SCOTT, G. P.
 NMFS-Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel: 305 3614596
 Fax: 305 3614219
 E-mail: gerry_scott@ccgat.ssp.nmfs.gov

FRANCE

LABELLE, M.
 Laboratoire MAERHA-IFREMER
 B.P. 1105
 44311 Nantes Cedex 03
 Tel: (33) 40374009
 Fax: (33) 40374075
 E-mail: mlabelle@ifremer.fr

JAPON

HIRAMATSU, K.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: hira@enyo.affrc.go.jp

MIYABE, N.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: miyabe@enyo.affrc.go.jp

TAKEUCHI, Y.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: yukiot@enyo.affrc.go.jp

TSUJI, S.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tel: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: tsuji@enyo.affrc.go.jp

MAROC

SROUR, A.
 Institut Scientifique des Pêches Maritimes
 2 rue de Tiznit
 Casablanca
 Tel: (212) 2-222090
 Fax: (212) 2-266967

Observateur

ITALIE

ADDIS, P.
 Dipartimento di Biologia Animale ed Ecologia
 Università di Cagliari
 Viale Poetto 1
 09126 Cagliari, Sardinia
 Tel: 39 70 6758021
 Fax: 39 70 380285

SECCI, E.
 Dipartimento di Biologia Animale ed Ecologia
 Università di Cagliari
 Viale Poetto 1
 09126 Cagliari, Sardinia
 Tel: 39 70 6758021
 Fax: 39 70 380285

NOUVELLES NOTES SUR LES MODÈLES À EFFETS ALÉATOIRES POUR LA CPUE

Certains paramètres, en particulier les interactions avec l'année, peuvent être traités comme des effets aléatoires. Cela permet de tenir compte de leur contribution à la variance de l'indice d'abondance, tout en n'empêchant pas l'estimation d'un indice unique.

Le procédé est illustré ici par un exemple travaillé. Le tableau 1 montre les données simulées qui ont été créées comme suit. Il y a 22 cases de données, 11 années x 2 mois. L'effort est fixé pour chaque année aux valeurs précisées : dans cet exemple, le niveau d'effort est délibérément rendu variable pour créer un certain déséquilibre dans la conception. Pour chaque zone et chaque mois, la prise est une variable aléatoire avec distribution de Poisson. La moyenne de la distribution de Poisson, μ , est elle-même une variable aléatoire. La valeur de μ au mois m de l'année y est donnée par :

$$\mu_{y,m} = E_{ym} \exp(Y_y + M_m + \sigma \epsilon_{ym})$$

où :

E_{ym} = effort pendant l'année y au mois m

Y_y = principal effet pour l'année y

M_m = principal effet pour le mois m

σ = grandeur de l'effet aléatoire de l'interaction année-mois (SD)

ϵ_{ym} = i.i.d. $N(0,1)$ variables aléatoires, une par case année-mois

Dans l'exemple, σ a été fixé à 0,2.

Le tableau 2 montre le résultat d'une analyse des données par régression sans effets aléatoires. Dans l'analyse à effets fixes, l'année est identifiée comme principal effet significatif, mais pas le mois. Le terme des interactions année-mois est également très significatif. Ainsi, on n'obtient pas d'indice d'abondance annuel unique. Le terme de l'interaction année-mois est également significatif quand il est traité comme effet aléatoire, mais cela n'empêche pas l'estimation unique des principaux effets de l'année.

Notes sur l'ajustement

L'inclusion de l'interaction année-mois comme effet aléatoire équivaut à l'estimer en tant qu'effet fixe, tout en ajoutant la fonction de pénalisation suivante à l'écart :

$$\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 / \sigma^2 + \log \| I + \sigma^2 H \|$$

où $\beta_{y,m}$ sont les termes des interactions année-mois estimées et où H est leur matrice d'information (évaluée sans la fonction de pénalisation). Si σ est connu, le second terme est constant et on pourrait donc ne pas en tenir compte, ce qui laisserait une fonction de pénalisation quadratique simple dans les paramètres. Si σ est inconnu, le terme du déterminant log doit être conservé.

La première dérivée de l'écart par rapport à σ est :

$$\Delta/\sigma^2 = [\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 + \sum_{y,m} \text{var}(\beta_{y,m}) - n\sigma^2]/\sigma^4$$

où n est le nombre d'effets année/mois. Le m.l.e de σ^2 s'obtient en fixant la dérivée à zéro. Comme $\beta_{y,m}$ et $\text{var}(\beta_{y,m})$ sont tous deux eux-mêmes des fonctions de σ , la solution doit être trouvée de façon itérative. Lors de l'itération, il faut être prudent parce que la dérivée tend aussi vers zéro comme $\sigma^2 \rightarrow \infty$. La contrainte $\sigma^2 \geq 0$ devrait être respectée. Dans les cas où rien ne prouve l'existence d'un effet aléatoire dans les données, le m.l.e de σ^2 peut se trouver à la contrainte.

Tableau 1. Exemple de données simulées.

YEAR	MONTH	CATCH	EFFORT
1980	1	21	10
1980	2	62	50
1981	1	63	100
1981	2	12	10
1982	1	56	50
1982	2	98	100
1983	1	18	10
1983	2	56	50
1984	1	98	100
1984	2	14	10
1985	1	49	50
1985	2	134	100
1986	1	9	10
1986	2	73	50
1987	1	106	100
1987	2	16	10
1988	1	50	50
1988	2	83	100
1989	1	11	10
1989	2	68	50
1990	1	87	100
1990	2	9	10

Tableau 2. Analyse de régression avec et sans effets aléatoires.

```

SET Y=CATCH MODEL=P SCALE=1 LINK=EXP OFFSET=EFFORT
PROGRESS=OFF
TRANSFORM EFFORT=LOG
FACTOR YEAR MONTH
FIT
DISPLAY DDEVIANCE
Deviance = 66.6532 d.f. = 21
FIT YEAR
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.8984 d.f. = 11
Significance test: chi-squared = 44.755 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.3637 d.f. = 10
Significance test: chi-squared = 0.535 d.f. = 1 P = 0.4647
FIT YEAR.MONTH
DISPLAY DDEVIANCE PROB
Deviance = 0. d.f. = 0
Significance test: chi-squared = 21.364 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH [year-month interaction as random
effect]
DISPLAY DDEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 5.03372
Significance test: chi-squared = 16.330 d.f. = 1 P = 0.0001

```

Tableau 3. Indice d'abondance annuel d'après l'analyse à effets fixes, en omettant les interactions année/mois.

FIT MONTH YEAR
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimate	s.e.	parameter
0.23200	0.10640	YEAR(1980)
-0.43500	0.11340	YEAR(1981)
0.05726	0.07974	YEAR(1982)
0.11720	0.11190	YEAR(1983)
0.03404	0.09616	YEAR(1984)
0.11530	0.07427	YEAR(1985)
0.21990	0.10700	YEAR(1986)
0.05148	0.09300	YEAR(1987)
-0.20390	0.08484	YEAR(1988)
0.18260	0.10870	YEAR(1989)
-0.18820	0.10230	YEAR(1990)

scale parameter taken as 1.000

Tableau 4. Indice d'abondance annuel d'après l'analyse à effets aléatoires.

FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimate	s.e.	parameter
0.29660	0.1768	YEAR(1980)
-0.36690	0.1888	YEAR(1981)
-0.06526	0.1553	YEAR(1982)
0.16780	0.1813	YEAR(1983)
-0.00365	0.1773	YEAR(1984)
0.04697	0.1539	YEAR(1985)
0.12600	0.1836	YEAR(1986)
0.09578	0.1744	YEAR(1987)
-0.20730	0.1579	YEAR(1988)
0.12620	0.1833	YEAR(1989)
-0.21620	0.1841	YEAR(1990)

Random effect standard deviations:

1 0.1939 @YEAR.MONT

scale parameter taken as 1.000

**MODÈLES DE STANDARDISATION DE LA CPUE
APPLIQUÉS DANS L'ÉVALUATION DE 1994**

Standardisation des données palangrière japonaises

EAST and Mediterranean (1975-1992)

data used = single set

$$C = Y + M + A + G + O + Y*M + Y*A + M*A + e$$

total catch

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 3,4,5,6-7

A(rea)= 1,2, 3+4, 5, 6+7

G(eat)= 4-7, 8-11 (hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

CENTRAL ATLANTIC (1990-1993)

data used = single set and 5x5

$$C = Y + M + A + G + O + Y*A + M*A + e$$

total catch

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 10+11, 12, 1, 2

A(rea)= 1,2

G(eat)= 4-7, 8-12 (2 levels hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

WEST ATLANTIC (1976-1993)

data used = single set

$$C(1-9) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M +$$

swo*A + e

catch (ages 1-9)

Offset = log(hooks)

e(error) = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(eat)= 4-7, 5-13 (9 levels hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

$$\log(BFT/10,000 + .1 \text{ mean CPUE}) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*A + bet*M + bet*A + e$$

BFT (ages 1-9)

e(error) = lognormal

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(ear)= 5-13 (9 levels hooks between floats)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

data used = single set

$C(3-5) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M^*A + alb^*M + alb^*A + bet^*M + bet^*A + swo^*M + swo^*A + e$

$C(6-7) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M^*A + alb^*M + alb^*A + bet^*M + bet^*A + swo^*M + swo^*A + e$

$C(8+) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M^*A + alb^*M + alb^*A + bet^*M + bet^*A + swo^*M + e$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)

error = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

$\log(fish(3-5)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M^*A + alb^*M + alb^*A + bet^*M + bet^*A + e$

$\log(fish(6-7)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = "$

$\log(fish(8+)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = "$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)

error = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

data used = 5x5

$C(3-5) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + bum + M^*A + e$

$C(6-7) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M^*A + e$

$C(8+) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + M^*A + e$

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)

error = Over dispersed Poisson

Link = log

M(onth)= 11, 12, 1, 2

A(rea) = 1-9

G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)

O(ther tunas catch)

Y = year

Alb = albacore catch rate quartiles

Bet = bigeye tuna catch rate quartiles

Yft = yellowfin catch rate quartiles

GULF of Mexico (1974-1981)

data used = single set
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + M^*A + whm + bum + whm^*M + whm^*A + bum^*M + e$
 total catch

data used = 5x5
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + swo + M^*A + e$
 total catch

Offset = log(hooks)
 $e(ror) = \text{Over dispersed Poisson}$
 $M(\text{onth}) = 2-6$
 $A(\text{rea}) = 5$
 $O(\text{ther tunas catch})$
 $Y = \text{year}$
 $Bet = \text{bigeye tuna catch rate}$
 $Yft = \text{yellowfin catch rate}$
 $Swo = \text{swordfish catch rate}$
 $Whm = \text{white marlin catch rate}$
 $Bum = \text{blue marlin catch rate}$

data used = single set
 $\log(\text{fish}/10,000 + .1*\text{mean CPUE}) = Y + M + A + bet + yft + M^*A + bet^*M + bet^*A + e$
 $e(ror) = \text{lognormal}$
 $M(\text{onth}) =$
 $A(\text{rea})$
 $G(\text{ear}) = (\text{hooks between floats})$
 $O(\text{ther tunas catch})$
 $Y = \text{year}$
 $Bet = \text{bigeye tuna catch rate}$
 $Yft = \text{yellowfin catch rate}$

*Standardisation des séries américaines de données de capture*Larval Survey (1977-1992)

data used = larval survey catch/tow
 annual average estimated catch of 1 day old larvae per 10m² surface area sampled based on standard survey grid in Gulf of Mexico. Estimates are adjusted for volume filtered, gear(mesh size) and larval size (age) effects. GLM methods are not applied in this case. The delta-lognormal approach is used in the estimation of annual averages and variances.

U.S. Rod & Reel Large Fish (1984-1993)

- data used = catch per 15 trips
- $e(ror) = \text{lognormal}$
 - $e(ror) = \text{delta lognormal}$
 - $e(ror) = \text{Poisson}$
 - $e(ror) = \text{Gamma}$

U.S. Rod & Reel Small Fish (1981-1993)

- data used = catch per trip
- $e(ror) = \text{lognormal}$
 - $e(ror) = \text{delta lognormal}$
 - $e(ror) = \text{Poisson}$
 - $e(ror) = \text{Gamma}$

U.S. Longline Gulf of Mexico

- data used = catch per set (day)
- $e(ror) = \text{lognormal}$
 - $e(ror) = \text{delta lognormal}$
 - $e(ror) = \text{Poisson}$
 - $e(ror) = \text{Gamma}$

AJUSTEMENT DES GLM POUR LE FAIT DE CIBLER D'AUTRES ESPÈCES

C_b = Prise thon rouge C_o = Prise d'autres espèces

E_b = Effort visant le thon rouge E_o = effort visant d'autres espèces

$$E_{nominal} = E_b + E_o$$

Question :

Quel est le rapport entre le taux de capture $\frac{C_b}{E}$ du thon rouge et son abondance B_b lorsque

$$\frac{C_b}{E_b} = q_b B_b \quad ?$$

Considérons le cas $E_o \ll E_b$

$$\frac{C_b}{E} = \frac{C_b}{E_b} * \frac{E_b}{E_b + E_o} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{E_o}{E_b}\right)$$

Nous avons maintenant $\frac{C_o}{E} = \frac{C_o}{E_o} * \frac{E_o}{E} = q_o B_o \frac{E_o}{E_b + E_o} \approx q_o B_o \frac{E_o}{E_b}$

Donc $\frac{E_o}{E_b} \approx \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$

C'est-à-dire $\frac{C_b}{E} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}\right)$

ou $\ln \frac{C_b}{E} \approx \ln q_b B_b - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$

Par conséquent, si l'on utilise un modèle linéaire pour le taux de capture des espèces concernées d'après le taux de capture d'autres espèces en tant que variable d'explication, les postulats associés implicites sont :

1) L'abondance réelle (B_o) des autres espèces est constante dans le temps (ou, du moins, ne montre pas de tendance temporelle).

2) La proportion de l'effort total ciblant d'autres espèces $(\frac{E_o}{E_b + E_o})$ est réduite.

RENSEIGNEMENTS SUR LES MADRAGUES**1. Caractéristiques des madragues à thons**

- position géographique (carte)
- orientation
- longueur totale de la madrague
- longueur des bras
- nombre d'enceintes
- nombre de travailleurs
- évolution de l'engin (caractéristiques)

2. Données

- espèce
- saison de pêche
- variation de la saison de pêche

2.1 Prises

- prises annuelles en nombre d'individus pour chaque madrague
- prises quotidiennes, hebdomadaires, mensuelles pour chaque madrague
- fréquence longueur / poids total (longueur à la fourche, classe 5 cm - 5 kg) : quotidienne, hebdomadaire, mensuelle
- données biologiques : *sex ratio* total et pour la classe de longueur ; stade de maturité des gonades pour la classe de longueur

3. Effort de pêche

- nombre de filets
- nombre de levages du filet

4. Données d'environnement

- profil bathymétrique
- température de la mer
- direction du vent
- courants

5. Remarques générales

DIAGNOSTICS DES GLM ET CHOIX DES MODÈLES

Le Groupe a constaté la nécessité de disposer de diagnostics pouvant servir à valider les modèles. Le chapitre 12 de McCullagh et Nelder (1989) est à consulter car il propose des idées utiles. Il a cependant été observé que certaines des procédures dont cet ouvrage expose les grandes lignes ne sont sans doute pas complètement au point pour les cas comprenant un terme de compensation.

Les différentes distributions de l'erreur que le SCRS étudie actuellement (par ex. distribution de Poisson, distribution binomiale négative, section 4.c) font des hypothèses implicites à propos du rapport variance/moyenne pour la variable dépendante. Le choix de la distribution pouvant déboucher sur des estimations différentes des indices d'abondance relative, il importe d'employer des distributions compatibles avec les données. Dong et Restrepo (SCRS/95/88) proposent de calculer la moyenne et la variance des données sur les prises observées par marée dans chaque case pour les GLM des pêcheries à la canne avec moulinet des États-Unis. L'applicabilité de pareille démarche est toutefois limitée car le rapport variance/moyenne est influencé par le niveau d'agrégation utilisé dans les analyses et par les différences d'effort entre les cases (qui varient également en fonction de l'agrégation). Un moyen plus général de contrôler la cohérence serait de tracer des courbes de diagnostic à partir des résultats des GLM, comme il a été fait pour les analyses de la CCSBT (1996). Cette méthode consiste à prendre comme moyenne les valeurs ajustées et comme variance les restes élevés au carré, puis à regrouper les restes dans des corbeilles de valeurs ajustées approximativement égales et d'efforts approximativement égaux. On a remarqué que cette méthode risquait aussi d'être d'une applicabilité limitée pour le thon rouge de l'Atlantique parce qu'elle nécessite des ensembles de données avec un très grand nombre d'observations pour que les groupements puissent se faire convenablement. Il faudrait cependant l'essayer. Une autre solution serait d'étudier des procédures comme celles que présentent McCullagh et Nelder (1989).

Un autre diagnostic utile facilement disponible dans les progiciels de GLM est le calcul de l'influence que les observations individuelles ont sur les résultats. Il est toujours recommandé d'examiner la question, les observations ayant une grande influence pouvant utilement éclairer l'inadaptation des modèles et les valeurs hors norme.

Le niveau d'agrégation employé dans les analyses (section 4.a) peut avoir un effet important, selon le type de distribution de l'erreur supposé. Le Groupe a constaté que la modification du niveau d'agrégation a des conséquences liées à l'hypothèse de départ des GLM selon laquelle les observations sont réparties indépendamment. C'est la raison pour laquelle il serait utile de mettre au point des diagnostics qui indiqueraient si un niveau particulier d'agrégation est compatibles avec l'hypothèse d'indépendance.

La modélisation des interactions des effets de l'année et d'autres facteurs des analyses (section 4.b) fait problème quand on a de grands coefficients d'interaction. Pour le thon rouge du Sud et pour l'ensemble de données des palangriers japonais de l'Atlantique Est, les interactions année/zone sont incluses et il est calculé un indice annuel final d'abondance qui est (plus ou moins) la valeur moyenne des prévisions pondérées par l'étendue des différentes zones. Le CCSBT a fait des efforts considérables pour déterminer la meilleure façon d'y parvenir et il faudrait surveiller de près cette évolution. Une deuxième démarche consiste à utiliser un modèle incluant les effets aléatoires comme le propose Cooke (SCRS/96/63), qui tiendrait compte de telles interactions. Une troisième solution est simplement soit de ne tenir aucun compte d'interactions significatives mais négligeables, soit d'exclure toute interaction de ce genre du modèle. Il se peut qu'aucune de ces trois démarches ne soit entièrement satisfaisante pour tous les ensembles de données disponibles sur les taux de capture mais il faudrait sérieusement réfléchir à leur application.

INFORME DE LA SESIÓN DE METODOLOGÍA PARA EL ATÚN ROJO

Madrid, España, 16 a 19 de abril de 1996

SCRS/96/14

1. Apertura

La Sesión de Metodología para el Atún Rojo tuvo lugar en la Sede de ICCAT, en Madrid, los días 16 a 19 de abril de 1996. La reunión fue inaugurada por el Dr. P.M. Miyake, Secretario Ejecutivo Adjunto de ICCAT, quien dio la bienvenida a los participantes. La Lista de Participantes se adjunta como **Apéndice 2**. El Dr. D. Butterworth fue designado Presidente.

2. Adopción del Orden del día

Se examinó el Orden del día Provisional que había sido circulado en fechas previas a la reunión. Tras introducirse algunas modificaciones, fue aprobado y se adjunta como **Apéndice 1**. Al adoptar el Orden del día, el Grupo decidió que en la reunión debería concederse prioridad a la preparación y facilitación de temas relativos a la evaluación que serían sometidos a debate en la Sesión de Evaluación del stock de Atún Rojo del Atlántico, programada para los días 9 a 20 de septiembre de 1996.

3. Nombramiento de Relatores

Cumplieron las funciones de Relatores los científicos siguientes: J.G. Cooke, P.M. Miyake, C. Porch, V. Restrepo y G. Scott.

4. Estandarización de la CPUE

Científicos familiarizados con los conjuntos de datos disponibles facilitaron breves estudios de las series de CPUE usados en evaluaciones anteriores de atún rojo del Atlántico oeste, Atlántico este y Mediterráneo. Se habían usado cinco series de CPUE en la evaluación del Atlántico este y Mediterráneo (BFT-E Tabla 5 en el Informe SCRS 1994). De estas, tan sólo los datos japoneses de tasa de captura del palangre (edades 8-10+) habían sido estandarizados con métodos del modelo lineal generalizado (GLM). En contraste con años anteriores en que se había usado un supuesto de error logarítmico, en 1994 se usó un modelo GLM de error Poisson para estandarizar los datos de tasa de captura del palangre japonés. Las otras series de CPUE aplicadas procedían de las tasas de captura nominal de los barcos de cebo españoles de peces de edad 2 (divididas en dos series para tener en cuenta el uso del sonar) y de las tasas de captura nominal del cerco francés de atún rojo de edades 2 y 3 (dos series). También se contaba con una serie de tasa de captura nominal de las almadrabas españolas, pero no se usó para la evaluación del caso base, ya que se consideró que las tasas de captura nominal de las almadrabas se veían afectadas por un cierto número de factores, además de la abundancia, lo que hacía que la serie fuese menos útil como índice de abundancia.

Se habían usado siete series de datos de tasas de captura en la anterior evaluación de atún rojo del Atlántico oeste (BFT-W-Tabla 5 en el Informe SCRS 1994). Una se basaba en una encuesta sistemática, independiente de la pesquería (Encuesta de Estados Unidos sobre larvas en el Golfo de México), otra se basaba en datos de tasa de captura nominal de la pesquería de "tended-line" canadiense para peces grandes en el Golfo de St. Lawrence. Los cinco índices restantes se estandarizaron con métodos GLM. Dos de éstos procedían de los datos de tasa de captura del palangre japonés, uno del Golfo de México y uno del Atlántico noroeste. Había dos series temporales de tasas de captura de las pesquerías estadounidenses de caña y carrete para peces grandes y peces pequeños, y una de la pesquería estadounidense de palangre en el Golfo de México. Cada una de las series estandarizadas por GLM, fueron estandarizadas aplicando al menos dos diferentes supuestos de estructura errónea (Poisson y lognormal). En la reunión de evaluación de 1994 no fue posible determinar de forma objetiva, cual era la forma mas apropiada de supuesto de estructura errónea para cada una de las series de CPUE consideradas. Con el fin de contrastar los efectos de los

supuestos de estructura errónea en el proceso de estandarización de CPUE, sobre los resultados VPA obtenidos en la evaluación del atún rojo del Atlántico oeste en 1994, se llevaron a cabo dos análisis de VPA: uno con la serie estandarizada Poisson (mas los índices de "tended line" canadiense y el de la encuesta de larvas) y uno con la serie estandarizada lognormal (más los índices de "tended line" canadiense y el de la encuesta de larvas). Estos ensayos indicaron que los supuestos de estructura errónea afectaban principalmente la abundancia estimada de los peces jóvenes (edades 3-5) en el período mas reciente, y que el supuesto de modelo de error Poisson daba estimaciones mas optimistas respecto a estos peces. En la reunión del SCRS en 1995, el Grupo de Trabajo sobre el Atún Rojo observó que la estructura de error Poisson se había aplicado por vez primera en la reunión SCRS de 1994, y a la vista de las incertidumbres sobre si el supuesto era o no adecuado para todos (o para cualquiera) de los conjuntos de datos, recomendó que se siguiera investigando acerca de los supuestos de estructura de error mas adecuados (y posiblemente mas sólidos). En 1995, el SCRS (Informe Detallado) observó que el modelo de error binomial negativo era más flexible que el Poisson y recomendó que se usara este modelo en lugar del Poisson, ya que éste es simplemente un caso especial del binomio negativo.

En los siguientes apartados del informe se resumen los progresos realizados en la investigación sobre estandarización de la CPUE presentados en la reunión en curso, así como las recomendaciones respecto a nueva investigación en preparación de la próxima evaluación.

4.a. Nivel de agregación de los datos

La falta de independencia entre las observaciones (duplicados) dentro de un estrato analítico puede influenciar las estimaciones de CPUE estandarizada, en especial las estimaciones de varianza para los valores anuales estandarizados. Este efecto, que es aparente en al menos algunos de los datos de CPUE usados en anteriores evaluaciones del atún rojo (SCRS/96/63) podría también tener como resultado estimaciones demasiado conservadoras de la variabilidad en la CPUE estandarizada en otros varios conjuntos de datos. Varios métodos alternativos podrían tener como resultado mejores estimaciones de variabilidad en los datos de CPUE estandarizados. Uno es la aplicación del método propuesto por Cooke y Lancaster (1995) que estima la varianza de un valor de índice anual derivado de un efecto fijo de procedimiento GLM como la suma de un componente debido a estimación de la varianza basada en la matriz de información de los factores de año en el GLM, y uno debido al proceso de varianza. Otro método, que podría explicar mejor el efecto de falta de independencia y las interacciones entre años y otros efectos del modelo, es el modelo de efectos aleatorios, tal como se propone en el SCRS/96/63 y como se demuestra de nuevo en el Apéndice 3. Se recomienda seguir investigando estos métodos para su aplicación a los varios conjuntos de datos de CPUE usados en las evaluaciones del atún rojo. Sin embargo, probablemente no será posible evaluar estos métodos para todos los conjuntos de datos usados en la evaluación del atún rojo antes de la próxima evaluación, debido a un cierto número de razones de orden práctico, incluyendo el acceso restringido, por cuestiones de confidencialidad, a algunos de los datos de CPUE de escala fina. En los casos en que los métodos antes identificados no puedan aplicarse a los conjuntos de datos, debería evaluarse la modelación de la captura/esfuerzo dentro de cada célula y la combinación de las células donde sea posible, como un posible medio para evitar algunos de los problemas asociados con la falta de independencia. También es posible, en algunos conjuntos de datos, permitir nuevas agregaciones en casos donde un factor modelo tiene sólo dos niveles (como por el ejemplo el factor Tipo de Barco en los conjuntos de datos norteamericanos de caña y carrete), tratando la proporción de esfuerzo observado dentro de la célula de un nivel del factor como si fuese una variante continua en la modelación. Así se evita el tener que dividir la célula entre los niveles de cada uno de estos factores.

En la sesión se recomendó examinar cada una de las series de datos de CPUE buscando evidencia de falta de independencia por medio de al menos uno de los métodos descritos anteriormente. Como mínimo, las diversas series de datos deberían modelarse a dos niveles de agregación y deberían llevarse a cabo pruebas adecuadas de falta de independencia, antes de realizar la próxima evaluación. Para facilitar estos análisis, se recomendó que los conjuntos de datos disponibles, usados en la construcción de las series estandarizadas de CPUE, se pusiesen a disposición de los científicos que asistían a la sesión (permitiendo así que aplicasen diversos métodos a los datos de CPUE).

Los científicos observaron que podría ser conveniente examinar también los conjuntos de datos de CPUE de escala mas fina. Por ejemplo, se sugirió que la variabilidad en los datos norteamericanos de caña y carrete para peces pequeños, tal como se analizan en el SCRS/96/63, podrían reducirse si se disponía para el análisis de información sobre la zona de pesca a escala mas fina. Estados Unidos acordó facilitar un conjunto de datos a escala mas fina con destino a este análisis antes de la próxima evaluación.

4.b. Variables para estandarización

Se realizó un breve examen del método aplicado para aceptar variables dentro de los métodos GLM de estandarización para las series de CPUE estadounidense y japonesa. Las series de tasas de captura estadounidense y japonesa se analizan con el programa Sistema de Análisis Estadístico (SAS). En estos análisis, las variables aceptadas dentro de los modelos usados para estandarización se basan en el análisis de estadísticas Tipo 3 calculado por el programa. Un análisis del Tipo 3 no depende del orden en el cual se especifican los términos para el modelo (véase, por ejemplo, el Informe Técnico SAS, pag.243). Se han aplicado también otros enfoques y programas estadísticos a algunos de los conjuntos de datos, incluyendo los procedimientos "backward" y "forward". Los varios modelos aplicados a los datos de CPUE procedentes de fuentes estadounidenses y japonesas que estaban disponibles en anteriores evaluaciones, se enumeran en el **Apéndice Tabla 4**. Los científicos recomendaron que el método de selección variable aplicado a las series temporales norteamericana y japonesa en la anterior evaluación (análisis Tipo 3), se aplicase también a esta evaluación.

A menudo, se pueden usar los procedimientos de selección modelo que están disponibles en los programas GLM. Se observó que podría haber diferencias entre programas en términos de las reglas usadas por los programas para "visitar" formulaciones de modelos similares, lo cual debería ser comprobado. Además, los algoritmos de sumar-1 o restar-1, podrían dar como resultado modelos finales diferentes, en ocasiones, dependiendo del orden en que los términos se incluyeron inicialmente. Algunos programas pueden ofrecer la opción de búsqueda simultánea hacia adelante y hacia atrás, y estos serían preferibles a los algoritmos unidireccionales. Como comprobación de la selección automática de modelo, deberían usarse diferentes algoritmos (por ejemplo, sumar-1, restar-1). Mejor aún, podrían probarse todos los modelos posibles, si no resulta una tarea demasiado costosa. Otra consideración a tener en cuenta es el criterio que se aplicará en la elección del modelo. El criterio que suele aplicarse es la estadística AIC, si bien existen otras opciones, como CP o BIC. Los científicos no tenían noticias de un análisis que hubiese comparado el proceso de selección de modelo utilizando diferentes criterios, y observaron que resultaría útil obtener información al respecto.

El documento SCRS/96/68 informaba sobre los progresos realizados en el desarrollo de dos índices de CPUE canadiense para atún rojo grande y medio, basados en las pesquerías de "tended line" del Golfo de St. Lawrence y Hell Hole, respectivamente. Es necesario seguir entrevistando a los pescadores con el fin de asegurarse que se contabilizan todas las salidas y para documentar mejor cualquier cambio en las estrategias de pesca, artes empleados y cualquier otro factor relacionado con la estandarización de los índices. Se seguirá investigando este tema y es posible que en la próxima evaluación se cuente con una serie temporal estandarizada para las pesquerías de "tended line" de Hell Hole y del Golfo de St. Lawrence. Como mínimo, en la próxima evaluación se contará con un índice para peces grandes actualizado (1981-1995) del "tended line" canadiense. Los científicos observaron que la pesquería de Hell Hole captura peces algo mas pequeños que la del Golfo de St. Lawrence. Recomendaron que las dos series de CPUE se mantengan separadas, en lugar de combinadas en una sola, debido a la diferente gama de tallas (edad) de los peces que interesan a cada una de estas pesquerías.

Los científicos discutieron acerca de si era adecuado usar información sobre la captura o tasa de captura de otras especies, para tener en cuenta los efectos de tener como objetivo especies determinadas que no estén controlados adecuadamente respecto a tiempo-zona-arte en los análisis. Se expresó la opinión que la información detallada sobre arte, zona de pesca y lugar, dará una mejor medida de la búsqueda de una especie determinada. A falta de datos detallados necesarios para caracterizar esta búsqueda, también se han empleado tasas de captura fortuita y capturas fortuitas en numerosos análisis para ajustar los efectos de dicha búsqueda. Punt *et al* (1995) mostraron que el uso de el porcentaje de especies de captura fortuita en el análisis era inadecuado y podía conducir a resultados erróneos. El **Apéndice 5** señala que es mas adecuado el uso en el análisis de tasas de captura de especies de captura fortuita. Se recomendó que en los procedimientos de estandarización que emplean un término de covarianza de tasa de captura fortuita, se evalúasen las relaciones cuadráticas de estas tasas de captura fortuita. Una alternativa para comprobar un término cuadrático, y posiblemente, un método más fiable para evaluar la relación funcional adecuada entre covarianzas continuas y el variable de respuesta, es la aplicación de métodos de "Generalized Additive Modeling", tales como el programa de análisis S-Plus. Los científicos recomendaron que se investigasen estos métodos en relación con la serie temporal de captura de atún rojo.

Se recomendó que se procurase estandarizar los datos de tasa de captura del cerco francés. A este respecto, un científico francés indicó que los esfuerzos iniciales para desarrollar un índice de abundancia implicarían la aplicación del método de Richards y Schnute (1992) para estimar la tendencia central en la serie anual de tasa de captura del cerco francés. El enfoque implica un procedimiento de normalización basado en probabilidades, que da

una estimación de la tasa de captura media y variabilidad de la media estimada, en base a las observaciones de distribución de captura y esfuerzo. Si tiene éxito, este enfoque podría seguir desarrollándose para convertirlo en un procedimiento mas formal de estandarización, que permitiría comprobaciones y ajustes en relación con la época del año y factores adicionales (además de la abundancia) que podrían afectar las tasas de captura nominal. Esta investigación probablemente mejorará mucho la calidad de la serie de tasas de captura usada en el ajuste de los análisis del Atlántico este y Mediterráneo, y se recomendó proseguir la investigación sobre este tema. Se sugirió también que esta metodología podría aplicarse a otras series de datos de tasa de captura nominal, tales como los datos canadienses de "tended line" de Hell Hole y del Golfo de St.Lawrence, o los datos españoles de barcos de cebo. Estas aplicaciones permitirían la evaluación de las tendencias en las medianas de las tasas de captura para contrastarlas con la serie de tasas medias de captura. El científico francés manifestó su acuerdo en colaborar con los canadienses en este tema, en el caso de que los datos canadienses estuviesen disponibles a tiempo para la evaluación de 1996.

Los científicos observaron también que se podrían lograr mejoras en la explicación de la variabilidad en cualquiera de las series temporales de tasas de captura incorporando el factor de medio ambiente en el modelo. Este enfoque se aplica en el caso de algunas de las series de datos de atún rojo en las que las temperaturas de la superficie del mar se evalúan como un factor en el análisis. Sin embargo, podría resultar ventajoso mejorar los métodos usados y las variables consideradas. Se recomendó proseguir la investigación al respecto. Se observó que los científicos españoles habían indicado que los factores ambientales y otros, serán evaluados por medio de un GLM para estandarizar las series de datos temporales de almadrabas españolas. Se confía en tener los resultados a tiempo para la evaluación de 1996.

Además de los datos de almadrabas españolas, se dispone, o se confía en disponer a tiempo para la evaluación de 1996, de otras series temporales de tasas de captura de almadraba, en particular de Cerdeña (SCRS/96/61) y Marruecos. También, para la reunión CGPM/ICCAT que tendrá lugar en el mes de septiembre, se podría contar con otras series temporales de captura de almadrabas y de tasas de captura. Se recomendó que los científicos españoles, italianos y marroquíes colaboren en la preparación de los datos de almadraba que podrían ser útiles como índices de abundancia. A este fin, sería conveniente estimar, tanto la tasa media anual de captura (ajustada en relación con el medio ambiente, arte, tiempo, y otros factores si es necesario) como la variabilidad en la tasa de captura. Para ello, los científicos hicieron algunas recomendaciones para recopilar series de datos de almadrabas, de forma que pudiesen ser estandarizadas (**Apéndice 6**). Se recomendó que la Secretaría, en colaboración con CGPM, haga llegar esta información a los países que pescan en el Mediterráneo y el Atlántico este y que pida a los científicos de dichos países que preparen y presenten sus datos de tasa de captura de almadrabas en el formato recomendado y a tiempo para la evaluación en la reunión CGPM/ICCAT en septiembre de 1996.

El documento SCRS/96/67 sugiere que el esfuerzo de manipulación debería tenerse en cuenta al estandarizar la CPUE de pesquerías en las cuales el tiempo que se requiere para desembarcar un solo pez sea sustancial (como podría ser en el caso de la pesca de atún rojo con caña y carrete). La investigación acerca del uso del tiempo de manipulación en el índice norteamericano de la caña y carrete estadounidense para peces pequeños, se llevará a cabo antes de la próxima evaluación. En el documento SCRS/96/67 se discutía también la posibilidad y las implicaciones de usar la frecuencia de cero capturas, en lugar de la CPUE media como índice de abundancia, pero este enfoque se consideró imprudente en la actualidad, sin mas investigación.

Científicos norteamericanos están investigando dos series adicionales de CPUE para su posible aplicación en la evaluación del atún rojo del Atlántico oeste. Una serie de CPUE se refiere a la captura fortuita de atún rojo frente a la costa este de Estados Unidos por palangreros de dicho país. Estos datos se inscriben diariamente como captura y esfuerzo en los cuadernos de pesca estadounidenses para grandes pelágicos. Usualmente, estas capturas se descartan en la mar, aunque las regulaciones permiten desembarcar algunos de estos peces en ciertas épocas. Los peces que se pescan son por lo general mas pequeños (mas jóvenes) que los que se obtienen en el Golfo de México. Esta investigación es preliminar, y en la evaluación de 1996 se presentará al SCRS un documento describiendo los datos y los progresos de la investigación sobre este tema. La segunda serie de CPUE es para los peces grandes y medianos capturados por barcos comerciales con artes de curricán/caña-liña y arpón frente a Cabo Cod y en el Golfo de Maine. Este índice estaba disponible para la evaluación de 1993 pero no se usó "debido a ciertas dudas sobre la representatividad (sic) de la muestra, ya que era una serie temporal muy corta y porque los datos (1989-93) podían, en principio, incluirse en la serie (mas larga) de CPUE para peces grandes de la caña y carrete norteamericana" (1983-93). Además, los esquemas resultantes del cuaderno de pesca del capitán y la serie de caña y carrete eran similares.

4.c. Investigaciones del modelo de error

En la sesión se informó al Grupo de Trabajo acerca de los nuevos avances realizados en la investigación sobre los supuestos de error del modelo. El documento SCRS/96/65 trataba acerca de la eficacia de los enfoques Poisson lognormal y GLM delta lognormal por medio del uso de datos artificiales (basados en la pesquería estadounidense de caña y carrete para peces grandes). Los resultados preliminares sugieren que los GLM basados en Poisson y en delta lognormal podrían ser más adecuados que el GLM lognormal para la modelización de los datos cuando la mayor parte de las salidas a pescar tienen como resultado una pesca nula o de un solo pez. Sin embargo, no quedó claro en qué forma los supuestos de sustento aplicados para obtener los datos podrían haber influenciado los resultados.

El documento SCRS/96/69 derivaba índices de abundancia estandarizados por GLM para atún rojo grande (edad 8+), de la pesquería de palangre pelágico en el Golfo de México. Así se actualizaba la información usada para este índice en la anterior evaluación, teniendo en cuenta los datos adicionales. Los criterios variables de selección aplicados fueron los mismos que en el pasado. Tres diferentes supuestos de error (Poisson, binomio negativo y delta lognormal) daban predicciones similares de las tendencias relativas. Se observó que se podría mejorar los ajustes de delta lognormal si las proporciones positivas se modelaban como si procediesen de una distribución binomial por medio de un "logit link". Esta alternativa será investigada antes de la próxima evaluación.

El documento SCRS/96/63 sugería un procedimiento alternativo para estandarizar índices de CPUE que tienen en cuenta la covarianza entre valores de índices anuales y usa la distribución binomial negativa sobredispersa para modelar la distribución de la captura. Un análisis de la pesquería estadounidense de caña y carrete para peces pequeños que aplicaba este enfoque, indicaba muchas interacciones zona-año y zona-mes-año y que se infringía el supuesto de independencia entre las salidas a pescar. En la sesión se recomendó que se aplicase esta metodología a los conjuntos de datos disponibles. No obstante, se observó que al quedar poco tiempo antes de la nueva evaluación, no sería tal vez posible implementar esta metodología para todos los conjuntos de datos usados para establecer índices de abundancia de atún rojo.

Se presentó al Grupo de Trabajo un resumen de los resultados de las recientes Jornadas de Trabajo de la Comisión para la Conservación del Atún Rojo del Sur (CCSBT), sobre modelización de VPA y CPUE. Los científicos observaron que las Jornadas de Trabajo del CCSBT habían adoptado la modelización de los datos de tasa de captura del palangre japonés por medio de un supuesto de error lognormal y sumando una pequeña constante (tomada como 0.1*CPUE media) como referencia. Esta elección se hizo en base a que los diagnósticos indicaban que la relación de la varianza media era cuadrática (por ejemplo, como la lognormal) en vez de lineal (por ejemplo, como en el caso Poisson o Gamma). El Grupo de Trabajo observó que una varianza media cuadrática (por ejemplo, lognormal), podría ser más apropiada también para los análisis del atún rojo atlántico, debido a las similitudes que se sospecha existen en la estructura de los datos de tasa de captura de las pesquerías palangreras japonesas en general. Ante la falta de evaluaciones similares (a las de las Jornadas de Trabajo de la CCSBT) de los datos de palangre japoneses en el Atlántico, el Grupo de Trabajo recomendó que el supuesto lognormal fuese usado como caso de referencia para la serie de datos japoneses de palangre.

En 1995, el Grupo de Trabajo sobre atún rojo observó que eran necesarios diagnósticos adecuados como guía para seleccionar los resultados de supuestos de error del modelo en competencia aplicados a los conjuntos de datos usados para estandarización. Las discusiones mantenidas en la reunión indicaban que debían afinarse los diagnósticos para las diferentes distribuciones de error (véase Apéndice 7).

A la vista de las incertidumbres acerca de la forma más apropiada de supuestos de error de estructura que debía aplicarse a los diversos conjuntos de datos, y en base a las recomendaciones del CCSBT, del Grupo de Trabajo sobre el atún rojo en 1995 y en información presentada en la reunión en curso, el Grupo de Trabajo recomendó que, de nuevo, se aplicase un supuesto de modelo de escala de error y que se presentase en la evaluación de septiembre 1996. El Grupo recomendó que, como mínimo, los supuestos de lognormal (con una pequeña constante tomada como 0.1* CPUE media), Poisson sobredispersado y el modelo de error binomial negativo, se aplicase a los conjuntos de datos que estaban siendo estandarizados. El Grupo de Trabajo recomendó también la aplicación de los métodos delta lognormal, binomial negativo sobredispersado y de efectos aleatorios descritos en el SCRS/96/63 y en el Apéndice 3, si era posible.

El Grupo recomendó también la aplicación de estos métodos a las series temporales canadienses de Hell Hole y otras zonas, si se consideraba adecuado. Científicos estadounidenses se ofrecieron para colaborar con los científicos canadienses en este tema, en el caso de que los datos canadienses estuviesen disponibles para la próxima evaluación.

Para aquellas pesquerías para las que no se dispone de datos detallados, como las pesquerías de almadraba y barcos de cebo, los datos deberían ser cotejados en una unidad temporal apropiada, como por ejemplo una semana, con el fin de poder estimar la varianza a partir de la variabilidad en semanas.

4.d. Otros

Se discutió sobre la ventaja de incorporar mas información histórica de tasa de captura a la evaluación de stock. En varios informes del SCRS anteriores, también se ha insistido acerca de la importancia de incorporar información de este tipo en los análisis, con el fin de facilitar una mejor base para evaluar mas tendencias históricas de la biomasa reproductora y el reclutamiento. Se podrían incorporar al análisis datos de la pesquería japonesa de palangre procedentes de zonas de pesca y períodos similares a los descritos en el SCRS/83/64. Los científicos observaron que la información de la pesquería japonesa de palangre en el Golfo de México (uno de los conjuntos de datos descritos en el SCRS/83/64) ya ha sido incorporada al análisis.

5. Modelos de evaluación

5.1 Modelos de mezcla

El documento SCRS/96/66 presentaba un análisis acerca de la habilidad de los modelos VPA del SCRS, con y sin mezcla, para reproducir la abundancia y las tendencias de stocks de atún rojo simulados. La mezcla de los stocks simulados se basaba en un modelo de advección/difusión que incluía varias tasas de movimiento por clases de edad. En su mayor parte, los VPAs reproducían bastante bien la abundancia de cada uno de los stocks simulados, en especial los reclutamientos y las tendencias relativas. El VPA de mezcla, sin embargo, presentaba una tendencia a predecir fallos del reclutamiento cuando la edad de primera mezcla estaba incorrecta. La habilidad del VPA de mezcla para estimar las tasas de mezcla era escasa. Las evaluaciones de los grupos de mas edad del stock oeste eran sensibles a los desplazamiento hacia el oeste de los peces del este, sin embargo, las tendencias globales no quedaban ocultas a menos que la captura de peces del este por flotas del oeste sobrepasase el diez por ciento de la captura total de peces del este por todas las flotas (en lo que se refiere al atún rojo del oeste, esto supondría unas 4000 toneladas por año, que es una cifra superior a la captura total del oeste).

En cualquier caso, el VPA de mezcla no produjo estimaciones mucho mejores que el VPA sin mezcla.

En base a estos resultados, se decidió que la evaluación del caso base trataría el Atlántico este y oeste como dos stocks sin mezcla.

Sin embargo, teniendo en cuenta que la Comisión había pedido de forma explícita que se tuviesen en cuenta los efectos de la mezcla, se harían ensayos adicionales para mostrar los efectos de modelos de mezcla alternativos. Con el fin de destacar que los efectos de incorporar la mezcla dependen del modelo de mezcla que se use, se harán ensayos con el modelo usado en 1994 (una especie de modelo de difusión simplificado) y con el modelo de solapamiento que fue discutido en 1995. Las tasas de mezcla se establecerán de forma externa: bien estimadas a partir de los datos de mercado o bien, seleccionado en la próxima reunión una gama de valores arbitrarios.

Los científicos insistieron en que la decisión de no incluir mezcla en la evaluación del caso base, no implica que no sea importante seguir obteniendo datos sobre mezcla. Mas bien, hasta que se conozca mejor la naturaleza de la mezcla, parece mas seguro basar las evaluaciones en el supuesto de que no hay mezcla que en un supuesto modelo de mezcla determinado.

5.2 Límite del stock

Se entabló una discusión sobre las técnicas que podrían permitir clasificar los peces por stock, usando una mejor línea divisoria. Por ejemplo, el análisis de microelementos podría contribuir a determinar el origen de los peces capturados. También se llevan a cabo estudios genéticos. La tarea no quedará completada hasta septiembre, pero tal vez se haga un informe de los progresos obtenidos. Un informe verbal provisional presentado en la reunión indicaba que los resultados hasta la fecha no eran muy coherentes.

Los científicos acordaron que el límite existente se usase para la evaluación del caso base, y que el asesoramiento en materia de ordenación se formulase teniendo en cuenta esta división. Si el examen de la distribución de la captura y CPUE sugiere que resultaría útil, se podrían hacer una o dos pruebas de sensibilidad, asignando parte de las capturas del centro del océano al stock de la otra zona. Se acordó pedir a la Secretaría que facilitase los datos de captura y CPUE en $5^{\circ} \times 5^{\circ}$. Dada la escasez de tiempo, tan solo supondría redistribución de las capturas. No se intentará una nueva evaluación de los índices de CPUE.

5.3 Parámetros biológicos

Tasas de mortalidad natural

En 1994 el caso base aplicaba $M = 0.14$ para todos los años y edades. Los científicos reconocieron que, con toda probabilidad, la tasa de mortalidad natural dependería de la edad. Los estudios sobre otras especies tienden a mostrar que los peces más pequeños sufren una gran predación. Se observó que se habían usado tasas de mortalidad específicas de la edad para uno de los casos base para el atún rojo del sur (CCSBT, 1996). Sin embargo, ante las dificultades para cuantificar el efecto específico de la edad y la posibilidad de que "M" no sea independiente del sexo, se acordó seguir usando la M constante de 0.14 para el caso base, pero realizar ensayos adicionales con una M específica de la edad. El perfil de M específico de la edad puede estimarse partiendo de los datos de marcado, de forma similar al SCRS/95/80, o bien por analogía con otras especies, como el atún rojo del sur.

Crecimiento y reproducción

En la sesión, los científicos se mostraron interesados en que los parámetros biológicos se estimasen de forma comparable, tanto para el Atlántico este como para el Atlántico oeste. El paso inicial era recopilar toda la información publicada disponible y hacer una tabla con las estimaciones e información relacionada para el este y oeste del Atlántico. Esto debería incluir estimaciones con tamaños de muestra asociados de:

- Porcentaje de madurez por edad o talla para las hembras
- Longitud a la edad por sexo
- Relación talla-peso

(M. Labelle se ofreció para coordinar este ejercicio).

Cualquier cambio en la relación talla-peso supondría un nuevo cálculo por parte de la Secretaría de la información de captura por edad, y no se podría hacer antes de la reunión para el atún rojo de septiembre.

5.4 Restricciones de los parámetros

El enfoque aplicado en 1994 era tratar las mortalidades por pesca terminales en las clases de edad 3, 5, 7 y 9 como parámetros estimables. Se aplicó un SVPA (VPA separable) a los tres años finales de los datos para estimar los valores relativos de las Fs terminales para las edades 1, 2, 4, 6 y 8. Se especificó de antemano la proporción de F_{10+} a F_9 para tres bloques de años en los cuales la pesquería se consideraba como relativamente estable, sobre la misma base.

Los científicos reconocieron que la especificación de las proporciones F_9/F_{10+} y de las selectividades para el año final de la evaluación era problemática y que los resultados podrían ser sensibles a estos valores seleccionados. Se identificaron tres enfoques alternativos para el VPA ADAPT para usar en la próxima evaluación:

1. El análisis basado en la captura por edad de Clay (SCRS/95/92), denominado a partir de ahora IPA (Análisis de Población Integrada) como medio para establecer proporciones F_9/F_{10+} separadamente por bloques de años.
2. Proporciones F_9/F_{10+} para cada bloque de años estimado como parámetro libre dentro del VPA ADAPT.
3. La selectividad del año más reciente es la media de los 3 años precedentes para cada clase de edad.

Funciones de penalización

En la sesión se examinaron las funciones de penalización usadas en los VPAs para el atún rojo del sur, que estaban destinadas a reducir las fluctuaciones en la mortalidad por pesca estimada y en la selectividad. Se consideró que el uso de funciones de penalización era algo conveniente, en especial si las funciones de penalización podían expresarse en términos de probabilidad.

Hasta el punto que las funciones de penalización son formas cuadráticas que suponen la suma de cuadrados de las diferencias entre parámetros, se observó que éstas pueden ponerse en base a probabilidades de forma análoga a los modelos de efectos aleatorios, permitiendo así que los pesos se apliquen a cada una de las funciones de penalización que ha de ser estimada en lugar de establecida de forma arbitraria.

Una función de penalización para la relación stock-reclutamiento fue identificado como una forma sencilla de alinear mejor las evaluaciones VPA con el modelo de producción estructurado por edad que se discute mas adelante.

Los científicos acordaron, sin embargo, que las duras restricciones habituales, tales como $0 < F < 2$, deberían mantenerse.

Distribuciones de incertidumbres para los parámetros (como "M" cuyos valores no son bien conocidos)

Se discutió la cuestión de complementar los criterios de ajuste con distribuciones previas para algunos de los parámetros desconocidos, considerándose que era algo que valía la pena proseguir en el futuro, si bien, no necesariamente para la evaluación de 1996.

5.5 Ajuste de criterios y varianzas para VPA/IPA

Ponderación de índices de abundancia

Se acordó que el método preferido consistía en estimar la varianza de cada índice de abundancia como parte del procedimiento de estandarización (véase el Apartado 4).

Se consideró deseable la inclusión de covarianzas en los índices de abundancia, como se describe en el SCRS/95/77, siempre que sea factible modificar los programas de evaluación para incluir covarianzas en la función de ponderación. Las covarianzas son amplias sólo cuando los datos de CPUE están muy desequilibrados. Se pueden pasar por alto las covarianzas cuando los análisis de estandarización indican que las covarianzas son pequeñas.

Se opinó que el método alternativo de reponderación iterativa podía ser potencialmente problemático, dado que puede interactuar de formas complicadas con una errónea especificación del modelo. Sin embargo, también se podrían llevar a cabo, para su comparación con modelos anteriores, los ensayos alternativos de programas empleando la reponderación iterativa.

Criterio de ajuste

Anteriormente, el criterio de ajuste era la suma residual de cuadrados entre los índices de abundancia anual y abundancia estimada del stock. Los científicos acordaron utilizar la suma residual de cuadrados entre los índices logarítmicos de abundancia y los índices logarítmicos, ya que es más coherente con la forma en que están estandarizados los índices.

Estimación de la varianza respecto a resultados de la evaluación

Se sugirieron dos métodos para estimar la varianza de cada resultado de evaluación.

- (i) efectuar procesos iterativos de reajuste a partir de submuestras ("bootstrapping") de los datos: generación de múltiples conjuntos de seudodatos de cada índice de abundancia, utilizando las varianzas estimadas (y posiblemente también covarianzas) de cada índice, y repetir los ensayos de evaluación para cada conjunto de datos.

- (ii) "bootstrap" paramétrico: internamente al modelo de evaluación, generar múltiples conjuntos de seudodatos distribuidos en torno a los valores esperados de cada nueva información estimada de las evaluaciones puntuales.

Se acordó que la decisión sobre qué método aplicar, que puede depender de consideraciones de orden práctico, fuese diferida hasta la próxima reunión.

Se produjo discusión respecto a si la variabilidad/incertidumbre en la mortalidad natural y otros factores se incluirían en las réplicas de "bootstrap". Los científicos acordaron que, si el tiempo disponible lo permitía, deberían llevarse a cabo, como un análisis de sensibilidad, ensayos adicionales de "bootstrap" que incorporen un análisis de esta incertidumbre extra, pero que no era necesario para la evaluación del caso básico.

5.6 "Outliers" (puntos situados fuera de la tendencia)

Los científicos consideraron que el examen de datos para "outliers" debería llevarse a cabo en la etapa de estandarización de índices de abundancia. La nueva información aparentemente aberrante puede ser síntoma de un modelo estadístico inadecuado para la CPUE. Tratar la nueva información como "outliers" tras haber visto los resultados de evaluación sólo debería considerarse como un último recurso. Si se lleva a cabo, se debe utilizar un criterio objetivo. Los científicos acordaron que el método preferido para su aplicación era el de mínimos cuadráticos seleccionados ("trimmed least squares") que se presentó en el SCRS/95/89, si es factible implementarlo de forma computerizada en la evaluación. Si esto fracasa, se aplicaría el enfoque sin pulir resultante de la selección de todos los valores t absolutos superiores a 2.5 (si los hay). Esto se haría en una sola etapa sin iteración.

5.7 Esquemas retrospectivos

En 1994 se llevó a cabo un ajuste para los esquemas retrospectivos en el grupo plus para el Atlántico este, pero no para el Atlántico oeste. Durante la sesión se acordó que se deberían examinar siempre las evaluaciones respecto a esquemas retrospectivos, pero advirtió acerca de efectuar los ajustes *ad hoc* para los esquemas retrospectivos. Se observó que tales ajustes habían tendido a hacerse de forma selectiva. Otro problema era la falta de un criterio de diagnóstico obvio respecto a cuándo debería considerarse significativo un esquema retrospectivo aparente. Surgió cierta duda respecto a si los métodos de ajuste utilizados en la evaluación de 1994 tenían una base teórica válida y no había ninguna garantía de que las estimaciones ajustadas de abundancia terminal estuvieran más próximas a la verdad que las estimaciones no ajustadas. Se expresó preocupación en cuanto a que los ajustes trataban meramente los síntomas, y que deberían efectuarse esfuerzos para identificar y corregir las causas de los esquemas retrospectivos. Por otra parte, había preocupación en cuanto a que dejar de tratar este tema reduciría la credibilidad de las evaluaciones, especialmente cuando la evaluación predecía niveles de abundancia por debajo de las capturas subsiguientes obtenidas.

Los científicos participantes en la Sesión sobre Metodología no pudieron llegar a una decisión final respecto a si deberían aplicarse ajustes para los esquemas retrospectivos. Se acordó que si tales ajustes se llevaban a cabo, deberían basarse en un criterio objetivo aplicado coherentemente a cada evaluación, con el fin de decidir cuándo era apropiado un ajuste. Asimismo, deberían ser tenidos en cuenta métodos alternativos para tratar los esquemas retrospectivos, tales como una función de penalización para reducir las tendencias en los valores recientes de F .

5.8 Modelos de producción

Se acordó que, con el fin de obtener estimaciones del nivel de RMS para tratar sobre la solicitud de la Comisión, sería deseable un enfoque de modelo de producción además de la evaluación VPA. No se consideró adecuado para el atún rojo un modelo de biomasa agrupada hasta ese momento, ya que podría desarrollarse una serie representativa. Debería utilizarse la versión específica de la edad del modelo de producción.

Al objeto de mejorar la precisión de las estimaciones del nivel de RMS, deberían incluirse, si es posible, datos de períodos anteriores, cuando el stock pudo haber estado próximo al nivel del RMS. Se dispone de alguna información sobre captura por clases de tallas en la base de ICCAT retrospectivamente hasta 1960. Para otros años anteriores, se dispone de datos de captura. Los índices de abundancia para los años 60 se facilitan en el SCRS/83/64.

Preferiblemente, éstos deberían ser reelaborados utilizando métodos de estandarización que se prefieren en la actualidad, pero si esto no se puede conseguir en el tiempo disponible, pueden emplearse los índices dados en el SCRS/83/64.

5.9 Código de ordenador

VPA/IPA

Como en años anteriores, se consideró útil que la evaluación se llevara a cabo con programas producidos con independencia, que generaban en esencia los mismos resultados cuando se aplicaban al mismo caso, tal como comprobación recíproca o si los programas implementaban la evaluación de acuerdo con una especificación acordada. Butterworth acordó el envío del programa escrito por Punt, que fue utilizado para la evaluación de 1994, junto con los ficheros de datos de entrada y salida para la evaluación de 1994, a los Laboratorios de Miami y Shimizu y a otros, a solicitud. Restrepo comunicó que había podido duplicar los resultados de la evaluación de 1994 utilizando su programa FADAPT. Este programa se encuentra disponible en la Secretaría a solicitud, y se circuló una guía del usuario durante la reunión. El programa de C. Porch (SCRS/95/75) también puede duplicar lo que se efectuó en 1994. También se dispone de un programa japonés, pero actualmente no puede implementar la evaluación de 1994 exactamente como se especifica.

Modelo de producción estructurado por edad

Se dispone de un programa escrito por A. Punt (1994) para implementar el modelo de producción estructurado por edad.

6. Previsiones

Típicamente, las evaluaciones anteriores de atún rojo atlántico han implicado previsiones. De forma simplista, pueden describirse como de dos tipos en general: a corto plazo (un par de años) y a largo plazo (un ciclo vital, o más). Los tipos a corto plazo se han basado en estimaciones basadas en VPA de los tamaños actuales de stock, con el objetivo de estimar metas como el rendimiento de reemplazo. Dado a que dichas previsiones se vuelven muy dependientes de los futuros reclutamientos asumidos, como los incrementos previstos tiempo-horizonte, se ha hecho hincapié en hacer el tiempo-horizonte lo suficientemente largo como para ser informativo, pero lo bastante corto como para que cualquier conclusión alcanzada no sea demasiado incierta. Las previsiones a largo plazo se han basado en estimaciones de rendimiento por recluta y biomasa, dados los parámetros asumidos de ciclo vital y prácticas pesqueras sostenidas (selectividad, F). Usualmente, el propósito de tales previsiones es comentar la sostenibilidad a largo plazo de la captura específica o niveles de explotación, asumiendo que el reclutamiento es constante. A la vez que es útil en muchos aspectos, ninguno de los dos procedimientos es muy satisfactorio para desarrollar una orientación específica para la reconstitución de stocks agotados.

El año pasado, la Comisión resolvió instruir al SCRS para que desarrolle varias opciones de recuperación para los dos stocks de ordenación de atún rojo con pautas específicas, como sigue:

"Que el SCRS, en su reunión de 1996, establezca opciones de recuperación separadas y distintas para cada uno de los stocks de ordenación de atún rojo del Atlántico este y oeste, teniendo en cuenta las posibles repercusiones de la mezcla que pudiese tener lugar; y el SCRS debería calcular una serie de totales de capturas admisibles anuales (TAC), basadas en previsiones sobre el stock necesarias para la recuperación de los stocks de ordenación del este y el oeste, respectivamente, a niveles que soportarían un RMS, dentro de períodos alternativos de recuperación seleccionados, y con objetivos y metas intermedias en el curso del proceso de recuperación. Las opciones de recuperación se basarán en las evaluaciones de stock de 1996 para cada stock de ordenación. Los períodos alternativos seleccionados de recuperación serán de 10, 15 y 20 años, con un 50% de probabilidad. El SCRS considerará también, en las opciones de recuperación para el stock del este, el efecto de prohibir la pesca con redes, así como con palangre, en el Mediterráneo durante los meses de desove. Las opciones de recuperación para el stock del este tendrán también en cuenta el problema de las capturas de Partes no Contratantes."

Asimismo, que ICCAT continuará en estrecha colaboración con el CGPM en cuanto a la recogida de datos disponibles del Mediterráneo, en relación con el proyecto arriba mencionado."

Los científicos manifestaron su satisfacción por recibir una orientación específica de la Comisión a este respecto. Con tales instrucciones, ahora es necesario que el SCRS utilice previsiones con un propósito distinto al de estimar rendimientos de reemplazo a corto plazo o hacer comentarios generales sobre la sostenibilidad hipotética de regímenes de explotación. Se espera que en evaluaciones de años subsiguientes habrá información retroactiva entre la Comisión y el consejo de ordenación científico, de forma tal que haya espacio para modificar objetivos de comprobación específicos y fechas. Este apartado presenta pautas para llevar a cabo estas previsiones en la evaluación de 1996. Se confía en que los principios básicos de estas pautas se incluirán en evaluaciones futuras durante la reconstitución.

Especificaciones técnicas

Las especificaciones técnicas de las previsiones llevadas a cabo en 1994 para el atún rojo del Atlántico oeste se describen detalladamente en el Apéndice BFTW-3, en el Informe SCRS 1994. En general se aplicarán los mismos métodos para el stock oriental, con las adecuadas modificaciones según se estime necesario, a partir de discusiones por el grupo de evaluación.

Reclutamientos en el futuro

Basadas sobre un examen visual de la representación gráfica de stock-reclutamiento del caso básico VPA de 1994, las últimas previsiones para el Atlántico oeste asumían una relación stock-reclutamiento que se basaba en dos líneas: una línea recta que iba desde el origen a cierto punto R-B (donde R representa reclutas y B la biomasa reproductora), y a partir de este punto, una línea recta que predice el reclutamiento constante a niveles más altos de biomasa (**Apéndice BFTW-3** del Informe SCRS 1994). La Sesión consideró que una decisión similar basada en un consenso se podría alcanzar en 1996, si bien no se limitaba necesariamente a una relación de dos líneas de ese tipo. Otras alternativas útiles serían: una relación de dos líneas, la segunda línea con una pendiente superior a cero, y una relación Beverton-Holt. Los científicos observaron que tal relación no facilitaría necesariamente extrapolaciones fiables a niveles de biomasa más altos que los estimados en la evaluación (es decir, la biomasa y el reclutamiento eran presumiblemente más altos antes de 1970, cuando da comienzo la serie temporal de VPA). En consecuencia, debe tenerse en mente que los esfuerzos de investigación para ampliar la serie histórica retrospectivamente arrojarán más luz sobre la relación stock-reclutamiento.

Asimismo, debería desarrollarse una relación similar basada en consenso para la gestión de stock del Atlántico este.

Las previsiones serán de naturaleza estocástica, y el proceso de error será absorbido por las secuencias de valores de reclutamiento futuro que variarán en torno a la relación predicha. Cuando se hagan previsiones en diferentes escenarios (especificados más adelante), es importante utilizar en los escenarios las mismas secuencias de desviaciones aleatorias. En general, se podrían cumplir utilizando un generador numérico aleatorio exclusivamente para reclutamiento, e inicializándolo con la misma unidad para cada previsión. Los programadores se asegurarán que los números aleatorios permanecen en secuencia a lo largo de los ensayos.

Otro aspecto de la naturaleza estocástica de las previsiones es que debería permitir la variación de la relación determinista stock-reclutamiento basada en cada ensayo de evaluación con "bootstrap". Esto implica que se utilice el programa para calcular la relación de cada resultado "bootstrapped", lo que podría introducir complicaciones si se lleva a cabo un ajuste no lineal (por ejemplo, para la fórmula de Beverton-Holt). Se observó que podría no ser posible tratar este tema adecuadamente antes de la evaluación de 1996. Por ello, el Grupo de evaluación de 1996 podría tener que considerar opciones distintas a las de una relación stock-reclutamiento específica de "bootstrap".

Finalmente, se debe observar que se debe intentar una evaluación del modelo de producción estructurado por edad de ambos stocks (Apartado 5). En esos casos, la evaluación en sí misma estima una relación stock-reclutamiento, que debe mantenerse para las previsiones.

Reclutamientos anteriores

En 1994, el SCRS decidió que las últimas (las más actuales) tres estimaciones de reclutamiento del caso básico VPA para el stock oeste no se estimaban de forma fiable (**Apéndice BFTW-3** del Informe SCRS 1994). Estas fueron

reemplazadas por el reclutamiento medio geométrico de los 10 años precedentes. No hay motivo para esperar que los niveles de reclutamiento más recientes se estimarán de forma más fiable en la evaluación de 1996, para ninguno de los dos stocks. Dado que existe un peligro en decidir reemplazar o no las estimaciones de reclutamiento reciente *a posteriori*, debería efectuarse el reemplazo de los tres valores de reclutamiento para los dos stocks, independientemente de los resultados. El reemplazo no tiene necesariamente que ser la media geométrica de los 10 años precedentes, como en el **Apéndice BFTW-3** del Informe SCRS 1994. Las tendencias en el reclutamiento (y tamaños del stock reproductor) en los 10 años anteriores, más o menos, deberían examinarse como base para tomar la decisión de efectuar el reemplazo.

Selectividad por clases de edad para capturas en el futuro

La media geométrica de las estimaciones recientes de la mortalidad por pesca por clases de edad debería utilizarse para desarrollar un vector de selectividad, como en el **Apéndice BFTW-3** del Informe SCRS 1994, para ambos stocks. Utilizar el bloque más reciente de tres años o bloques de tres años anteriores debería ser una decisión tomada por consenso, considerando cualquier restricciones o cambios en los esquemas de explotación que puedan haber afectado a la selectividad diferenciadamente a lo largo del tiempo. Esto último produce especial preocupación en cuanto al stock del este, principalmente en el Mediterráneo, donde se supone que la selectividad por clases de edad ha cambiado sustancialmente en 1994 y 1995, como resultado de desplazamientos en las estrategias pesqueras.

Deberían considerarse cuidadosamente los cambios en las regulaciones en las previsiones. Podrían desarrollarse dos escenarios alternativos: (1) aproximando el 100 % de cumplimiento de las regulaciones (como en la evaluación de 1994), y (2) utilizando una estimación de cumplimiento porcentual a partir de las selectividades estimada por clases de edad una vez las regulaciones entraron en vigor. Además, sería deseable estimar el efecto que se espera tendrá la prohibición de pescar con redes y palangres en el Mediterráneo durante los meses de desove sobre la selectividad global para el stock oriental. Para ambos stocks, esto implicará algunos análisis adicionales, algunos de los cuales no serán viables para 1996. Los científicos que asistan a la reunión de evaluación en 1996 deberían estudiar formas de estimar los efectos de tales cambios en las regulaciones. Los científicos que asistían a la Sesión expresaron una particular preocupación acerca de la idoneidad de las estadísticas de captura y esfuerzo espacio-temporales de Francia en el Mediterráneo, y solicitaron se hicieran esfuerzos para mejorarlas tan pronto como sea posible.

Si el factor tiempo es importante, el examen de los diferentes niveles de cumplimiento se convertirán en una prioridad menor. Los científicos reconocieron que habrá dificultades para incorporar cambios regulatorios en las previsiones de forma realista en el futuro inmediato. Sin embargo, sería útil para ilustrar este problema, dado que se considera preocupante.

Orden de algunos cálculos

Si, y sólo si se lleva a cabo un ajuste retrospectivo (Apartado 5), el orden de cálculos debería efectuarse en el orden que se muestra a continuación, para asegurar la coherencia.

- a) Ajuste retroactivo
- b) Retrocalcular tamaños de stock y mortalidad por pesca por clases de edad.
- c) Reemplazar los tres valores de reclutamiento más recientes.
- d) Calcular directamente los tamaños de stock y tasas de mortalidad por pesca para las correspondientes cohortes hasta el año más reciente.
- e) Calcular las selectividades.

Peso por clases de edad y otros parámetros del ciclo vital

Se utilizará el mismo protocolo que en el **Apéndice BFTW-3** del Informe SCRS 1994, observando las diferencias en las curvas de crecimiento entre los stocks este y oeste.

Todos los otros parámetros pertinentes del ciclo vital deberían ser coherentes entre el método de evaluación y la previsión. Por ejemplo, si la mortalidad natural se especificara como específica de la edad en la evaluación, el mismo programa se mantendrá para las previsiones.

Leyes de control

Se tratarán dos estrategias de explotación futuras: captura constante y niveles de mortalidad por pesca constantes para 10, 15 y 20 años. Sólo necesitan llevarse a cabo las previsiones a 20 años, y sus resultados se resumirán también para los años 10 y 15.

Las previsiones de captura constante se utilizarán nuevamente para ilustrar las probables consecuencias de tales estrategias en cuanto se relacionan con las metas de recuperación en los 3 horizontes temporales. Esto es, basándose en las previsiones estocásticas, se crearán gráficos de perfil de probabilidad para cada horizonte temporal, poniendo el nivel de captura en el eje X (abscisas), y la probabilidad de alcanzar la meta en el eje Y (ordenadas). Este último es la proporción de ensayos de previsiones que resultan en $B_H/B_{RMS} > = 1$, donde H denota el año final en la proyección de horizonte temporal que se examina. El TAC constante que se requiere para alcanzar la meta de la Comisión sería el resultante del 50º percentil de la distribución.

Las previsiones de mortalidad por pesca constante se utilizarán para tratar más directamente la solicitud específica de la Comisión sobre una serie de TAC anuales, considerando que no necesariamente tienen que ser constantes. Se podrían crear gráficos con un perfil de probabilidad similar, tal como antes se describen, con la mortalidad por pesca en el eje de las X. La trayectoria de TAC correspondiente a la solicitud de la Comisión se obtendría de la previsión determinista en la F resultante del 50º de percentiles de los valores de B_H/B_{RMS} .

Sigue siendo una posibilidad no llegar a alcanzar la meta de B_{RMS} en 10 ó 20 años. A ese respecto, los gráficos antes sugeridos son flexibles, y el grupo de evaluación podría considerar otras cantidades tales como medio B_{RMS} .

Se deberían efectuar otras previsiones para facilitar coherencia con evaluaciones anteriores, concretamente el *status quo* (captura y niveles de F) y unas cuantas variaciones de éstos. Se deberían efectuar algunos gráficos como en las evaluaciones anteriores, es decir, trayectorias de la biomasa, captura y mortalidad por pesca. En algunos casos sería deseable estimar la diferencia en varias estadísticas (por ejemplo, biomasa) bajo diferentes estrategias de pesca. Estas comparaciones deberían efectuarse ensayo por ensayo para aprovechar la naturaleza consistente de las desviaciones aleatorias empleadas en varias previsiones.

Biomasa reproductora en RMS

La biomasa reproductora en RMS (B_{RMS}) necesitará ser estimada. Esto requeriría combinar los cálculos de la relación stock-reclutamiento con el rendimiento y biomasa reproductora por recluta. Se recomienda una edad máxima de 40 para los cálculos por recluta. La biomasa reproductora del stock se calculará desde números y pesos de mediados de año.

Debe observarse que se necesitará programación adicional para el software utilizado para efectuar previsiones. Dado que las previsiones estocásticas se basarán en resultados de evaluación "bootstrapped", cada previsión tendrá una relación diferente stock-reclutamiento y un diferente esquema de selectividad (esto último afecta a los cálculos por recluta). Por este motivo, para asegurar la coherencia, las estimaciones B_{RMS} deberían ser específicas de "bootstrap". Se espera que las estimaciones de B_{RMS} y B_H serán altamente variables. Sin embargo, el ratio B_H/B_{RMS} utilizado como elemento de comprobación debería ser menos variable si se mantiene esta coherencia. Los científicos observaron, sin embargo, que podría haber dificultades en ajustar las relaciones no lineales stock-reclutamiento para cada resultado de evaluación "bootstrapped", tal como se observa en el apartado Reclutamientos en el Futuro, más arriba.

Ensayos de sensibilidad

Además de examinar el efecto de las regulaciones en el futuro, podrían ser asimismo útiles otros ensayos de sensibilidad. Su naturaleza específica debería dejarse a la decisión del grupo de evaluación. Un ensayo sugerido en esta reunión sería el de variar el programa de mortalidad natural por clases de edad (en coherencia con la evaluación). El objetivo de llevar a cabo tales ensayos de sensibilidad no debería basarse únicamente en la percepción de que un cambio dado en los supuestos cambiará los resultados. En su lugar, se deberían justificar los ensayos de sensibilidad sobre la base de que la alternativa podría ser una mejor representación de la realidad.

Procedimientos de Ensayos y Ordenación

El documento SCRS/96/62 presentaba un marco simulado que puede utilizarse para evaluar el comportamiento relativo de varias combinaciones de métodos de evaluación y normas de control de captura en términos de alcanzar metas específicas de ordenación. En particular, se está desarrollando el marco para evaluar los métodos que el SCRS podría utilizar para predecir las trayectorias de la recuperación del stock. El marco se centra específicamente en las metas de recuperación, en vez de en resultados intermedios tales como sesgos en la evaluación, etc. Este y otros métodos conexos demostrarán ser muy útiles a la hora de facilitar orientación a la Comisión. En el futuro próximo, estos métodos podrían utilizarse para comparar el comportamiento relativo para conocer la capacidad de las alternativas combinaciones de métodos de evaluación y normas de control de captura. En el término medio, podrían convertirse en la base para desarrollar un sólido procedimiento de ordenación (Apartado 7), que trata temas interrelacionados tales como: la precisión y naturaleza de los datos, el método de evaluación y su frecuencia, las normas de control de captura y su implementación, y la retroacción entre todos ellos.

7.a Datos que se requieren para el análisis de este año

Se han obtenido considerables progresos a lo largo de los años respecto a integridad y fiabilidad de las estadísticas de captura y esfuerzo aportadas por países implicados en la pesca del atún rojo. A pesar de esto, aún hay importantes lagunas en nuestro conocimiento en cuanto a la distribución de los niveles de captura y esfuerzo de algunas pesquerías. Además, estudios recientes han indicado la posibilidad de diferencias sustanciales en las características del ciclo vital de las poblaciones este y oeste de atún rojo.

A la vista de lo anterior, el SCRS recomendó efectuar un esfuerzo continuo por parte de las naciones pesqueras para mejorar la integridad de las series de captura y esfuerzo aportadas de acuerdo con el nivel de estratificación requerido por ICCAT. La información sobre las condiciones de pesca, características de los artes, composición de la captura, distribución del esfuerzo y la incidencia de cero capturas asociadas al esfuerzo dirigido son particularmente útiles a efectos de evaluación y la formulación de índices de abundancia. Se insta a las naciones pesqueras que recolecten esta información cuando sea posible, para ayudar a los análisis en curso. Siempre que sea posible, se deberían hacer esfuerzos para recolectar información sobre las características demográficas, incluyendo esquemas de movimientos, tasas de crecimiento por sexo, madurez porcentual por clases de edad, fecundidad por clase de talla, sex ratios, y frecuencias de talla en las capturas por flota/área/mes.

Los últimos datos empleados de captura y captura por clases de talla fue en las evaluaciones de stock de 1994; en consecuencia, la base de datos sólo está disponible hasta 1993. Se solicitó a la Secretaría que actualizase esta base de datos históricos con la información más reciente. Sin embargo, se considera que la modificación es de menor importancia. Al mismo tiempo, se recomendó que la Secretaría actualice estos ficheros, incluyendo datos hasta 1995 inclusive, antes de la próxima sesión de evaluación de stock de atún rojo, programada para septiembre de 1996 en Roma. Una vez que los ficheros estén completos, deberían enviarse a los científicos pertinentes con anterioridad a la reunión. Por tanto, la reunión recomendó a todos los científicos implicados en investigación sobre el atún rojo que las fechas límite para la presentación de datos (como mucho, 30 de junio) sean estrictamente observadas.

Con el propósito de preparar la base de datos para incluir todos los datos sobre atún rojo (incluyendo los de las Partes no Contratantes), se ha programado que el Grupo de Trabajo Conjunto *Ad Hoc* CGPM/ICCAT sobre Stocks de Grandes Peces Pelágicos en el Mar Mediterráneo se reúna inmediatamente antes de la sesión de evaluación de stock en septiembre de 1996. Se solicita a la Secretaría que haga todo el esfuerzo posible para llevar a cabo esta reunión. En caso de que no se pueda celebrar la reunión por cualquier razón inesperada, la Secretaría debería asegurarse de tener todos los datos necesarios para las evaluaciones de las Partes no Contratantes del Mediterráneo, ya que sin estos datos no se pueden llevar a cabo tareas de evaluación fiables. Los participantes en la Sesión de Metodología para el Atún Rojo recomendaron que se pospusiera un punto del orden del día sobre el análisis de datos de almadraba en el Mediterráneo para la reunión CGPM/ICCAT. Los científicos recomendaron también que la información contenida en el **Apéndice 6** fuese transmitida al organizador de la reunión de CGPM/ICCAT para facilitar orientación a los participantes en la reunión sobre cómo organizar sus datos de almadraba. Se sugirió que esta información y el informe de la reunión se circulase a los científicos interesados antes de la reunión CGPM/ICCAT. Dado que las recomendaciones que se hacen en el informe son reiteraciones de las recomendaciones hechas por ICCAT en reuniones anteriores, se sugiere circular rápidamente el informe, y que se tomen acciones en respuesta a las recomendaciones, lo que ayudará a cumplir los objetivos de la Comisión definidos en la Resolución sobre el Atún Rojo.

Para identificar las capturas no comunicadas de atún rojo en el Atlántico, los científicos solicitaron a la Secretaría que hiciese las mejores estimaciones de tales capturas, utilizando información del Programa de Documento Estadístico ICCAT para el Atún Rojo. Los científicos observaron que aún están pendientes de análisis científico los factores de conversión de ventresca a peso vivo, y que estos factores son esenciales para estimar los desembarques totales. Dado que la temporada de pesca de atún rojo comenzará muy pronto, los países implicados (Japón y España) deberían hacer todos los esfuerzos posibles para estudiar este tema, tal como recomendó la Comisión en su reunión de 1995.

7.b y c Seguimiento independiente de pesquerías e investigación sobre estructura de stock

Se informó a la reunión sobre la solicitud del Presidente del SCRS en cuanto a prestar atención a aquellos temas del contexto de priorización de actividades de investigación relacionados con la provisión de consejos de ordenación. Esto debería llevarse a cabo sobre la base de la mayor mejora potencial en cuanto a la capacidad de facilitar evaluación fiable y consejos de ordenación. Los miembros de la reunión notaron que el enfoque de simulación presentado en el documento SCRS/96/62 facilita un marco para comenzar tal ejercicio. Desafortunadamente, la escasez de tiempo impidió un debate posterior sobre este tema, y las secciones que aparecen en el Orden del día (**Apéndice 1**). Sin embargo, se alentó a los países miembros a que prestasen atención a estos asuntos y preparasen exposiciones escritas para discutirlas en el futuro.

8. Adopción del informe

Tras discusiones y enmiendas, el Informe fue adoptado. En esta fase de la reunión, se acordó en términos generales el programa de orden de prioridades de temas recomendados en los puntos 5 y 6 del Orden del día, en cuanto a preparar y refinar los programas para su empleo en la reunión de septiembre:

Evaluación

1. Estimación del ratio de F en ADAPT.
2. "Bootstrapping" de los residuos de índice.
3. Distribución de incertidumbres de M, captura, etc.
4. Varianzas del índice para ponderar los índices individuales.
5. ASPM: comprender cómo se utiliza.
6. "Bootstrapping" de los datos del índice.
7. Covarianzas del índice para ponderar índices individuales.
8. Restricciones para reducir esquemas retrospectivos.
9. Selectividad del año terminal a partir de la media de los 3 últimos años.
10. Base de la función de penalidad para incluir relación stock-recluta

Previsiones

1. Ajustar 3 opciones stock-recluta automáticamente para "bootstraps".
2. Estimar Y/R, B/R, S/R -- > B_{RMS} automáticamente.
3. Establecer previsiones estocásticas con las mismas desviaciones aleatorias.
4. Retroajuste automático, si se necesita para "bootstrap".
5. Marco de simulación de ordenación.

9. Clausura

La Sesión de Metodología sobre Atún Rojo fue clausurada tras expresar agradecimiento a la Secretaría, al Presidente y a los Relatores.

REFERENCIAS

- CCSBT. 1996. Report of the CCSBT workshop on VPA and CPUE modelling. Hobart, Australia, March 1996.
- Cooke, J.G. 1996. A procedure for using catch-effort indices in bluefin tuna assessments. SCRS/96/63.
- Cooke, J. and K. Lancaster. 1995. Consideration of statistical models for catch-effort indices for use in tuna VPAs. ICCAT SCRS/95/77.
- Dong, Q., and V.R. Restrepo. 1995. Notes on the Poisson error assumption made to estimate relative abundance of West Atlántic bluefin tuna. SCRS/95/88.
- McCullagh, P., and J.A. Nelder. 1989. Generalized linear models, 2nd edn., Chapman and Hall, New York.
- Porch, C.E., V.R. Restrepo, S.C. Turner and G.P. Scott. 1995. Virtual population analyses of Atlantic bluefin tuna incorporating movement and tagging data. ICCAT Coll. Vol. Sci. Pap. 44(1): 183-190.
- Punt, A.E. 1994. Assessments of the stocks of Cape hakes, *Merluccius* spp. off South Africa. S. Afr. J. Mar. Sci. 14:159-186.
- SAS Institute Inc., SAS® Technical Report P. 243, SAS/STAT® Software: The GENMOD Procedure, Release 6-09. Cary, NC, SAS Institute Inc., 1993, 88 pp.

*Apéndice 1***Orden del día**

1. Apertura
2. Adopción del Orden del día
3. Nombramiento de Relatores
4. Estandarización de la CPUE
 - 4.a. Nivel de agregación de los datos
 - 4.b. Variables para estandarización
 - 4.c. Investigaciones del modelo de error
 - 4.d. Otros
5. Modelos de evaluación
6. Previsiones
 - 6.a Aspectos técnicos
 - 6.b Respuestas de las solicitudes de los Delegados al Grupo de Especies sobre patudo (planes de recuperación).
7. Examen del estado actual y recomendaciones futuras.
 - 7.a Datos que se requieren para análisis de este año.
 - 7.b Seguimiento independiente de la pesquería.
 - 7.b.1 Relación entre CPUE y abundancia local.
 - 7.b.2 Pesca con palangre experimental en el Golfo de México, Mar Mediterráneo, aguas de Brasil, etc.
 - 7.b.3 Prospección larvaria.
 - 7.b.4 Otros.
 - 7.c Investigación sobre estructura del stock.
 - 7.c.1 Marcas manufacturadas (convencionales y de archivo).
Estudios de simulación.
Ensayos de campo.
 - 7.c.2 Marcas biológicas (genéticas, microelementos).
8. Adopción del Informe.
9. Clausura.

Lista de Participantes

Países miembros

CANADA

STONE, H.
 Dept.of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, N.B., E0G 2X0
 Tef: (506) 529 8854
 Fax: (506) 529 5862
 E-mail: hstone@sta.dfo.ca

PORCH, C.
 Southeast Fisheries Center
 NMFS
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33143
 Tef: 305 361 4232
 Fax: 305 361 4515
 E-mail: cporch@sen13.sefsc.noaa.gov

ESPAÑA

PALLARES SOUBRIER, P.
 Instituto Español de Oceanografía
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid
 Tef: 347 36 20
 Fax: 413 55 97
 E-mail: pilar.pallares@md.ieo.es

RESTREPO, V.
 Cooperative Unit for Fisheries
 Education and Research
 Rosenstiel School of Marine
 and Atmospheric Studies
 University of Miami
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tef: (305) 361 5933
 Fax: (305) 361 4457
 E-mail: vrestrepo@rsmas.miami.edu

ESTADOS UNIDOS

BUTTERWORTH, D.
 Dept.of Mathematics & Applied Mathematics
 University of Cape Town
 Rondebosch 7700
 South Africa
 Tef: 27 21 650 2343
 Fax: 27 21 650 2334
 E-mail: dll@maths.uct.ac.za

HESTER, F.J.
 East Coast Tuna Association
 2726 Shelter Is., Dr.# 369
 San Diego, California 92121
 Tef: (619) 792 6515
 Fax: (619) 792 6519
 E-mail: fhester52@aol.com

COOKE, J.G.
 Center for Ecosystem Management Studies
 Mooshof
 79297 Winden
 Germany
 Tef: 49 7685-1019
 Fax: 49 7685-417
 E-mail: jcooke/641-6054@mcimail.com

SCOTT, G.P.
 Southeast Fisheries Center
 NMFS
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tef: 305 3614596
 Fax: 305 3614219
 E-mail: gerry_scott@ccgat.ssp.nmfs.gov

FRANCIA

LABELLE, M.
 Laboratoire MAERHA-IFREMER
 B.P. 1105
 44311 Nantes Cedex 03
 Tef.: (33) 40374009
 Fax: (33) 40374075
 E-mail: mlabelle@ifremer.fr

MARRUECOS

SROUR, A.
 Institut Scientifique des
 Pêches Maritimes
 2 Rue Tiznit
 Casablanca
 Tef: (212) 2-222090
 Fax: (212) 2-266967

JAPON

MIYABE, N.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tef: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: miyabe@enyo.affrc.go.jp

HIRAMATSU, K.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Chome Orido
 Shimizu 424
 Tef: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: hira@enyo.affrc.go.jp

TAKEUCHI, Y.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu 424
 Tef: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: yukiot@enyo.affrc.go.jp

TSUJI, S.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Chome Orido
 Shimizu 424
 Tef: 81 543 34 0715
 Fax: 81 543 35 9642
 E-mail: tsuji@enyo.affrc.go.jp

Observadores

ITALIA

SECCI, E.
 Dipartimento di Biologia
 Animale ed Ecologia
 Università di Cagliari
 V.IE Poetto, 1
 09126 (CA)
 Tef: 39 70 6758021
 Fax: 39 70 380285

ADDIS, P.
 Dipartimento di Biologia
 Animale ed Ecologia
 Università di Cagliari
 V.IE Poetto, 1
 09125 (CA)
 Tef: 39 70 6758021
 Fax: 39 70 380285

Secretaría de ICCAT

MIYAKE, P.M.

Mas notas sobre Modelos de efectos aleatorios para CPUE

Algunos parámetros, en especial las interacciones con el año, pueden tratarse como efectos aleatorios. Esto permite que se tenga en cuenta su contribución a la varianza del índice de abundancia, aunque no impide la estimación de un índice único.

El proceso se ilustra aquí en un ejemplo. La tabla 1 muestra datos simulados, generados como sigue. Hay 22 células de datos, 11 años x dos meses. El esfuerzo se fija cada año en los valores especificados: el nivel de esfuerzo se hace aquí variable de forma deliberada con el fin de generar falta de balance en el diseño. Para cada zona y mes, la captura es una variable Poisson distribuida de forma aleatoria. La media de la distribución Poisson, μ , es en sí misma una variable aleatoria. El valor de μ en el mes m en el año y se da como sigue:

$$\mu_{y,m} = E_{ym} \exp(Y_y + M_m + \sigma \epsilon_{ym})$$

donde:

- E_{ym} = esfuerzo en el año y y en el mes m
- Y_y = principal efecto para el año y
- M_m = principal efecto para el mes m
- σ = tamaño del efecto de interacción aleatoria año-mes (SD)
- ϵ_{ym} = i.i.d. $N(0,1)$ variables aleatorias, una para cada célula año-mes

en el ejemplo, σ se estableció en 0.2.

La Tabla 2 presenta el resultado de un análisis de regresión de los datos sin efectos aleatorios. En el análisis de efecto fijo, el año está identificado como un importante efecto principal, pero no el mes. El término de interacción año-mes es también muy importante. Así, no se obtiene un único índice anual de abundancia. El término de interacción año-mes es también importante cuando se trata como efecto aleatorio, pero no impide la estimación única de los principales efectos del año.

Notas sobre el ajuste

La inclusión de la interacción año-mes como efecto aleatorio equivale a estimarlo como efecto fijo, añadiendo la siguiente función de penalización a la derivación:

$$\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 / \sigma^2 + \log \| I + \sigma^2 H \|$$

donde $\beta_{y,m}$ son los términos estimados de interacción año-mes y H es su matriz de información (evaluada sin función de penalización). En el caso de conocer σ , el segundo término es constante y podría ser ignorado, dejando en los parámetros una simple función cuadrática de penalización. En el caso de ignorar σ , se deberá conservar el término de determinante logarítmico.

La primera derivación de la desviación con respecto a σ es:

$$\Delta/\sigma^2 = [\sum_{y,m} \beta_{y,m}^2 + \sum_{y,m} \text{var}(\beta_{y,m}) - n\sigma^2]/\sigma^4$$

donde n es el número de efectos año-mes. El m.l.e de σ^2 se obtiene estableciendo la derivación en cero. Dado que $\beta_{y,m}$ y $\text{var}(\beta_{y,m})$ son en sí mismas funciones de σ , la solución se ha de buscar de forma iterativa. Se debe tener cuidado al emplear la forma iterativa porque la desviación tiende también al cero como $\sigma^2 \rightarrow \infty$. La restricción $\sigma^2 \geq 0$ debería respetarse. En los casos en que no exista evidencia de un efecto aleatorio en los datos, el m.l.e de σ^2 puede estar en la restricción.

Tabla 1. Ejemplo de datos simulados

AÑO	MES	CAPTURA	ESFUERZO
1980	1	21	10
1980	2	62	50
1981	1	63	100
1981	2	12	10
1982	1	56	50
1982	2	98	100
1983	1	18	10
1983	2	56	50
1984	1	98	100
1984	2	14	10
1985	1	49	50
1985	2	134	100
1986	1	9	10
1986	2	73	50
1987	1	106	100
1987	2	16	10
1988	1	50	50
1988	2	83	100
1989	1	11	10
1989	2	68	50
1990	1	87	100
1990	2	9	10

Tabla 2. Análisis de regresión con y sin efectos aleatorios

```

SET Y=CATCH MODEL=P SCALE=1 LINK=EXP
OFFSET=EFFORT PROGRESS=OFF
TRANSFORM EFFORT=LOG
FACTOR YEAR MONTH
FIT
DISPLAY DEVIANCE
Deviance = 66.6532 d.f. = 21
FIT YEAR
DISPLAY DEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.8984 d.f. = 11
Significance test: chi-squared = 44.755 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
DISPLAY DEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 21.3637 d.f. = 10
Significance test: chi-squared = 0.535 d.f. = 1 P = 0.4647
FIT YEAR.MONTH
DISPLAY DEVIANCE PROB
Deviance = 0. d.f. = 0
Significance test: chi-squared = 21.364 d.f. = 10 P = 0.0000
FIT YEAR MONTH
FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH [year-month interaction
as random effect]
DISPLAY DEVIANCE PROBABILITY
Deviance = 5.03372
Significance test: chi-squared = 16.330 d.f. = 1 P = 0.0001

```

Tabla 3. Índice de abundancia anual de análisis de efectos fijos, omitiendo la interacción año-mes

FIT MONTH YEAR
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimación s.e. parámetro

0.2320	0.1064	YEAR(1980)
-0.4350	0.1134	YEAR(1981)
0.05726	0.07974	YEAR(1982)
0.1172	0.1119	YEAR(1983)
0.03404	0.09616	YEAR(1984)
0.1153	0.07427	YEAR(1985)
0.2199	0.1070	YEAR(1986)
0.05148	0.09300	YEAR(1987)
-0.2039	0.08484	YEAR(1988)
0.1826	0.1087	YEAR(1989)
-0.1882	0.1023	YEAR(1990)

scale parameter taken as 1.000

Tabla 4. Índice de abundancia anual de análisis de efectos aleatorios

FIT YEAR MONTH @YEAR.MONTH
EXTRACT YEAR
DISPLAY ESTIMATES

Estimación s.e. parámetro

0.2966	0.1768	YEAR(1980)
-0.3669	0.1888	YEAR(1981)
-0.06526	0.1553	YEAR(1982)
0.1678	0.1813	YEAR(1983)
-0.03650	0.1773	YEAR(1984)
0.04697	0.1539	YEAR(1985)
0.12600	0.1836	YEAR(1986)
0.09578	0.1744	YEAR(1987)
-0.20730	0.1579	YEAR(1988)
0.12620	0.1833	YEAR(1989)
-0.21620	0.1841	YEAR(1990)

Random effect standard deviations:

1 0.1939 @YEAR.MONTH
scale parameter taken as 1.000

Modelos de estandarización de CPUE aplicados en la evaluación de 1994

Estandarización de los datos palangreros japoneses

EAST and Mediterranean (1975-1992)

data used = single set
 $C = Y + M + A + G + O + Y*M + Y*A + M*A + e$
 total catch
 Offset = log(hooks)
 e(error) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 3,4,5,6-7
 A(rea)= 1,2, 3+4, 5, 6+7
 G(eat)= 4-7, 8-11 (hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year

CENTRAL ATLANTIC (1990-1993)

data used = single set and 5x5
 $C = Y + M + A + G + O + Y*A + M*A + e$
 total catch
 Offset = log(hooks)
 e(error) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 10+11, 12, 1, 2
 A(rea)= 1,2
 G(eat)= 4-7, 8-12 (2 levels hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year

WEST ATLANTIC (1976-1993)

data used = single set
 $C(1-9) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e$
 catch (ages 1-9)
 Offset = log(hooks)
 e(error) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9
 G(eat)= 4-7, 5-13 (9 levels hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles
 $\log(BFT/10,000 + .1 \text{ mean CPUE}) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*A + bet*M + bet*A + e$

BFT (ages 1-9)

e(rnor) = lognormal
 M(onth)= 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9
 G(ear)= 5-13 (9 levels hooks between floats)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles

data used = single set

C(3-5) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e
 C(6-7) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + swo*A + e
 C(8+) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + swo*M + e

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
 e(rnor) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9
 G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles

log(fish(3-5)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + alb*M + alb*A + bet*M + bet*A + e
 log(fish(6-7)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = "
 log(fish(8+)/10,000 + 0.1*mean CPUE) = "

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
 e(rnor) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9
 G(ear)= 5-13 (9 levels, hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles

data used = 5x5

C(3-5) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + bum + M*A + e
 C(6-7) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + swo + M*A + e
 C(8+) = Y + M + A + G + alb + bet + yft + M*A + e

value range in () represents ages

Offset = log(hooks)
 e(rnor) = Over dispersed Poisson
 Link = log
 M(onth)= 11, 12, 1, 2
 A(rea) = 1-9

G(ear) = 5-13 (9 levels, hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Alb = albacore catch rate quartiles
 Bet = bigeye tuna catch rate quartiles
 Yft = yellowfin catch rate quartiles

GULF of Mexico (1974-1981)

data used = single set
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + M*A + whm + bum + whm*M + whm*A + bum*M + e$
 total catch

data used = 5x5
 $C = Y + M + A + alb + bet + yft + swo + M*A + e$
 total catch

Offset = log(hooks)
 error = Over dispersed Poisson
 M(onth) = 2-6
 A(rea) = 5
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Bet = bigeye tuna catch rate
 Yft = yellowfin catch rate
 Swo = swordfish catch rate
 Whm = white marlin catch rate
 Bum = blue marlin catch rate

data used = single set
 $\log(fish/10,000 + .1*mean CPUE) = Y + M + A + bet + yft + M*A + bet*M + bet*A + e$
 error = lognormal
 M(onth) =
 A(rea)
 G(ear) = (hooks between floats)
 O(ther tunas catch)
 Y = year
 Bet = bigeye tuna catch rate
 Yft = yellowfin catch rate

Estandarización de las series americanas de datos de captura

Larval Survey (1977-1992)

data used = larval survey catch/tow
 annual average estimated catch of 1 day old larvae per 10m² surface area sampled based on standard survey grid in Gulf of Mexico. Estimates are adjusted for volume filtered, gear(mesh size) and larval size (age) effects. GLM methods are not applied in this case. The delta-lognormal approach is used in the estimation of the annual averages and variances.

U.S. Rod & Reel Large Fish (1984-1993)

- data used = catch per 15 trips
 a. error = lognormal
 b. error = delta lognormal
 c. error = Poisson
 d. error = Gamma

U.S. Rod & Reel Small Fish (1981-1993)

- data used=catch per trip
- a. $e(r_{rror})$ = lognormal
 - b. $e(r_{rror})$ = delta lognormal
 - c. $e(r_{rror})$ = Poisson
 - d. $e(r_{rror})$ = Gamma

U.S. Longline Gulf of Mexico

- data used=catch per set (day)
- a. $e(r_{rror})$ = lognormal
 - b. $e(r_{rror})$ = delta lognormal
 - c. $e(r_{rror})$ = Poisson
 - d. $e(r_{rror})$ = Gamma

AJUSTE PARA SELECCIONAR OTRAS ESPECIES EN GLM

 C_b = Captura de atún rojo C_o = captura de otras especies E_b = esfuerzo dirigido al atún rojo E_o = esfuerzo dirigido a otras especies $E_{\text{Nominal}} = E_b + E_o$

Cuestión: ¿Como se relaciona la tasa de captura de atún medido $\frac{C_b}{E}$ con la abundancia de atún rojo B_b donde

$$\frac{C_b}{E} = q_b B_b \quad ?$$

Considérese el caso $E_o < < E_b$

$$\frac{C_b}{E} = \frac{C_b}{E_b} * \frac{E_b}{E_b + E_o} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{E_o}{E_b}\right)$$

Ahora $\frac{C_o}{E} = \frac{C_o}{E_o} * \frac{E_o}{E} = q_o B_o \frac{E_o}{E_b + E_o} \approx q_o B_o \frac{E_o}{E_b}$

Por tanto $\frac{E_o}{E_b} \approx \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$

es decir $\frac{C_b}{E} \approx q_b B_b \left(1 - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}\right)$

o $\ln \frac{C_b}{E} \approx \ln q_b B_b - \frac{1}{q_o B_o} \frac{C_o}{E}$

Por lo tanto, si empleamos un modelo lineal para una tasa logarítmica de capturas de la especie interesada, con la tasa de captura de otras especies como variable explicatoria, los supuestos asociados implícitos son:

- 1) La verdadera abundancia (B_o) de la otra especie es constante en el tiempo (o, por lo menos, no tiene tendencia temporal).

- 2) La proporción del esfuerzo total ejercido sobre la otra especie $(\frac{E_o}{E_b + E_o})$ es pequeña.

*Apéndice 6***Información sobre almadrabas****1. Características de las almadrabas para túidos**

- situación geográfica (mapa)
- orientación
- longitud total de la almadraba
- longitud de la guía de la red
- número de cámaras
- número de trabajadores
- evolución del arte (características)

2. Datos

- especies
- temporada de pesca
- variación de la temporada de pesca

2.1 Capturas

- Capturas anuales en número para cada almadraba.
- Capturas diarias, semanales, mensuales de cada almadraba.
- Frecuencia de tallas/peso total (longitud a la horquilla, clase 5 cm - 5 kg): diario, semanal, mensual.
- Datos biológicos: sex ratio total, y para la clase de talla; estado de madurez de las gónadas para las clases de talla.

3. Esfuerzo de pesca

- número de redes de almadraba.
- número de aparatos para izar la red

4. Datos medioambientales

- perfil del fondo
- temperatura del agua
- dirección del viento
- corrientes

5. Comentarios generales

Diagnosis GLM y selección del modelo

El Grupo reconoció la necesidad de disponer de diagnósticos útiles que pudieran emplearse para la validación de modelos. El Capítulo 12 en McCullagh y Nelder (1989), ofrece sugerencias útiles y debería consultarse. Sin embargo, se observó que algunos de los procedimientos subrayados en ese libro podrían no haber sido completamente elaborados para aquellos casos en los cuales se incluye un término equivalente.

Las varias distribuciones de error actualmente en curso de investigación por el SCRS (e.g. Poisson, binomio negativo, Apartado 4.c) hacen supuestos implícitos acerca de la relación varianza-media para la variable dependiente. Dado que la elección de distribución puede producir estimaciones diferentes de índices de abundancia relativa, es importante utilizar distribuciones que sean coherentes con los datos. Dong y Restrepo (SCRS/95/88) sugirieron calcular la media y varianza de los datos observados de captura por marea en cada célula para GLM de las pesquerías de caña y carrete de Estados Unidos. La aplicabilidad de tal enfoque posee un valor limitado, sin embargo, ya que la relación varianza-media estará afectada por el nivel de agregación empleado en los análisis y las diferencias en el esfuerzo entre células (que también variarán dependiendo de la agregación). Una comprobación más general para coherencia produciría gráficos de diagnóstico basados en outputs de GLM, como se hizo para los análisis de CCSBT (1996). Este enfoque consiste en tomar los valores ajustados como la media, y los residuos cuadráticos como la varianza, y agrupar los residuos en matrices de valores fijos aproximadamente iguales y esfuerzo aproximadamente igual. Se observó que este enfoque puede tener una aplicabilidad limitada para el atún rojo atlántico, dado que requiere conjuntos de datos con un número muy largo de observaciones para que los agrupamientos puedan efectuarse adecuadamente. Sin embargo, debe intentarse. Una alternativa sería explorar procedimientos como los que presentan McCullagh y Nelder (1989).

Otro diagnóstico útil disponible en paquetes GLM es la comparación del "leverage" (efecto palanca) que las observaciones individuales tienen sobre los resultados. Se recomienda siempre estudiarlo, ya que las observaciones con gran "leverage" pueden ofrecer observaciones útiles en especificaciones erróneas del modelo y puntos situados fuera de la tendencia ("outliers").

El nivel de agregación empleado en los análisis (Apartado 4.a) puede tener un efecto importante, dependiendo de la distribución de error asumida. El Grupo observó que cambiar el nivel de agregación tiene más implicaciones relacionadas con el supuesto básico GLM que si las observaciones están independientemente distribuidas. Por este motivo, sería útil desarrollar diagnósticos que indicarían si un nivel particular de agregación es coherente con el supuesto de independencia.

Las interacciones de los modelos entre efectos anuales y otros factores en los análisis (Apartado 4.b) es un tema problemático si la magnitud del coeficiente de la interacción es amplio. Para SBT y otros conjuntos de datos de palangre de Japón en el Atlántico este, se incluyen interacciones año-área y se calcula (más o menos) un índice final de abundancia anual como valor medio de las predicciones ponderadas por el tamaño de las varias zonas. El CCSBT ha dedicado un esfuerzo considerable para determinar cómo lograr esto de la mejor forma y este desarrollo debería ser vigilado de cerca. Un segundo enfoque consiste en utilizar un modelo incluyendo efectos aleatorios, tal como sugirió Cooke (SCRS/96/63) que explicaría tales interacciones. Una tercera alternativa es sencillamente o pasar por alto las importantes (pero insustanciales) interacciones, o excluir cualquier interacción de ese tipo del modelo. Ninguno de estos tres enfoques puede ser enteramente satisfactorio para todos los conjuntos de datos de tasa de captura disponibles, y su aplicación requiere reflexión.