

**REPORT OF THE ICCAT MEETING FOR THE DEVELOPMENT OF
STANDARDIZED METHODS FOR ESTIMATING SWORDFISH CATCH AT AGE BY SEX**

(Hamilton, Bermuda - January 21 to 27, 1998)

SCRS/98/18

1 Opening of the meeting

According to the decision made by the 1997 SCRS, a meeting was held to develop standardized methods to estimate swordfish catch at age by sex, at the Princess Hotel in Hamilton, Bermuda, at the invitation of the Government of Bermuda. The meeting was opened by Mr. John Irving Pearman, the Minister of the Environment. Mr. Pearman welcomed all the participants and indicated that his government has a very keen interest in the work of this meeting, since it is very concerned about the conservation of marine resources and the natural environment. He wished the group every success.

All the participants introduced themselves. Participants included the SCRS Chairman, scientists from Canada, Japan, Spain, United Kingdom (Bermuda), and United States of America, and the ICCAT Secretariat staff. The Group regretted that scientists from all other countries with substantial harvests of swordfish did not attend. The List of Participants is attached as **Appendix 2**.

2 Adoption of agenda and meeting arrangements

The Tentative Agenda, previously circulated, was adopted with some modification. The Agenda is attached as **Appendix 1**.

The working language of the meeting was English. Hence, it was decided to draft the report in that same language, to be translated later by the ICCAT Secretariat into French and Spanish.

The papers formally presented at the meeting are listed in **Appendix 3**.

3 Nomination of chairperson for the meeting

Dr. Julie Porter (Canada), who is the Rapporteur of the Swordfish Species Group, was unanimously nominated to chair this session.

4 Review of meeting objectives and background

4.1 Objectives

The purpose of this meeting was to agree upon standardized methods for estimating the swordfish catch at size /age by sex, in order to conduct a sex-specific VPA for the next swordfish stock assessment in 1999. By the end of the meeting, the methods for calculating swordfish sex-specific catch at age should be in nearly final form.

4.2 Background

Scientists at the 1996 ICCAT Swordfish Stock Assessment Session (Halifax, Nova Scotia, October, 1996) were concerned about the differences among Canada, Spain, the United States, and ICCAT in: (1) the calculation of estimates of sex ratio at size and/or (2) the application of such estimates in the calculation of catch at size. The scientists were also concerned that the approaches were sufficiently different that the adoption of any one of the approaches for all the fisheries might result in important differences in the catch at age by sex. Canada and the United States have small sample sizes in many year, area, season strata and used analytical methods to estimate proportions

of females at size; thus, scientists of these countries used regression-like approaches to smooth the data and also calculated sex ratio at size for large areas. Spain has large sample sizes and calculated observed proportions of females in their samples in many generally small areas throughout the eastern north Atlantic and the south Atlantic. Spain and Canada aggregated samples across years while the United States calculated annual proportions of females at size, though for many year-area strata, information from other years had to be substituted. Additionally, the three countries differed in their assumptions about proportions of females at small and large sizes.

The group recommended that an international project be established to analyze the methodology previously used and then develop standardized approaches for the treatment of swordfish sex ratio at size and developing catch at size by sex. At the very least, the group should consider (1) stratification by area, year, season and/or gear; (2) the use of observed or smoothed estimates of sex ratio at size particularly given the wide range of sample sizes available; (3) the degree of differences between various time, area, and fishery strata to evaluate the reliability of substitutions across strata; and (4) associated methods for calculating catch at size by sex. It was recommended at that time that scientists from all nations with substantial swordfish fisheries and all nations with information on swordfish sex ratio at size participate in this working group. The United States (S. Turner) was asked to initiate contacts and coordinate activities for the working group.

5 Report on the work by correspondence

Prior to the 1997 SCRS, all of the data on the sex ratio at size of swordfish in the Atlantic were obtained by the Coordinator of the Working Group (S. Turner) and preliminary screening was undertaken.

During the 1997 SCRS meeting, the Swordfish Species Group met several times. Using comparative analyses based on nominal CPUE data by sex and area, document SCRS/97/32 described and considered the patterns of sex ratio at size (SRS) in relation to the biology and behavior of swordfish. These analyses have led the group to consider three types of patterns in the Atlantic: feeding, spawning and transitional. These patterns are well described and illustrated in SCRS/97/32. The geographic strata (hereafter referred to as "biological regions") in which SRSs were considered to correspond to those patterns are shown in **Figure 1**. Also during the 1997 SCRS, the Species Group reviewed the sex-ratio data and they were corrected for errors. Comparisons were made, and the regions were redefined based on more extensive and current data, and maps of the distribution of the SRS observations by nation were created (**Figure 2**). By the completion of the meeting, the sex-ratio data were ready for comparative analyses to examine the problem of how to stratify the swordfish catch at size by sex in the Atlantic.

Between the 1997 SCRS and the meeting in Bermuda, considerable analyses were conducted and are summarized in SCRS/98/31.

Documents SCRS/98/31 and 32 reported on investigations conducted since the 1997 SCRS meeting.

Document SCRS/98/32 reviewed modeling, including the use of general linear models (GLMs) and general additive models (GAMs), and plotting approaches for data examination and decision making related to data aggregation and substitutions. It also reviewed a specific set of Spanish data to consider seasonal effects in detail and showed clear seasonal patterns. This paper pointed out that the ability to detect important features in the data is limited by the number of observations that are available. This affects the way in which data are stratified, as well as the way in which samples are taken in the future. The document recommended that if future data collection efforts are reduced from current levels, that periodic intensive collections be made to provide sufficient observations for detailed comparisons of SRS.

SCRS/98/31 reported on a number of statistical comparisons between various year-nation-region strata in an attempt to determine which might be combined in calculating aggregated SRSs. Statistical differences were found in most cases and the authors suggested that SRS be calculated by strata on as small a scale as possible.

6 Strata for estimating sex ratio at size

6.1 Background

The Mejuto *et al* (SCRS/97/32) provides an extensive review of studies aimed at understanding how SRS varies over space and time. While the issues are complex, the general thinking of group members could be roughly classified into two lines of thought: (A) The annual variability of SRS within each Season:Geographic stratum is assumed to

be random with a negligible long-term trend and small relative to SRS variability between strata. Here, Season and Geographic strata are taken to be meaningful units that adequately reflect behavioral patterns of swordfish, e.g. with respect to migratory patterns and the seasonal distribution of the fleets. (B) In addition to the seasonal variability related to swordfish behavior and fleet distribution, there may be annual changes in the SRS due, for instance, to differential sex/size mortality.

The Mejuto *et al* (SCRS/97/32) review states the following three assumptions as the underpinnings of (A), above: 1.) In any given area/season strata, the basic differences in female proportions at size are due to differential growth by sex, 2) sex-specific growth rates are assumed to be time-invariant, and 3) fine-scale (Season/Area) variability in SRS is primarily due to differential availability by size-sex motivated by differential migratory patterns that are relatively stable over the years. Proponents of (B), above, could make use of the same three assumptions but, in addition, would assume that SRS is affected over time by annual changes in overall mortality rates as well as size-specific fish selectivity.

As broadly explained above, the two theses (A and B) are not very different in their theoretical underpinnings. In fact, it could be said that A is a special case of B. The main element that would then make a scientist prefer one thesis over the other is rather practical: It boils down to the ability to develop robust SRS estimates over as fine as possible strata, given the available data, without allowing the "noise in the data" to drive the results.

At this point, it does not seem like the group has worked out all the details necessary to ask the questions of sample size sufficiency for following either approach. It is clear, however, that detecting real annual variations in SRS will be more demanding of data than assuming long-term stability will be. On the other hand, it is not known whether failing to account for inter-annual variability in SRS might eventually mask important changes in the population's vital parameters over time such that the management advice could be biased.

Not having all the tools available to address these important issues, the group opted to conduct SRS analyses that, to the best of the group's ability given the available data, will result in both kinds of data sets (namely with and without inter-annual variation). The idea is to filter the resulting data sets all the way through the VPA assessments such that the implications of favoring either approach could be better understood. Ideally, the analyses should be nested (e.g. Area+Season against Area+Season+Year). Unfortunately, data limitations are such that, in order to increase sample sizes, "area" must be defined in larger units for the analyses of annual variation. As such, the group is currently unable to carry out a strictly proper comparison of the two approaches.

The two approaches can be contrasted as (1) multi-year averaging by small geographic strata and (2) annual averaging by large geographic strata. These are thought to have different implications for future sampling. One interpretation is that if SRS by small areas are basically constant across years, then intensive sampling would be needed only periodically to determine whether patterns had changed; such a sampling design assumes that if shifts do occur they would occur sufficiently slowly so that annual sampling would not be needed. If year effects are important or changes from a basic multi-year pattern might occur quickly, then annual sampling would be needed. In addition to having an affect on the catch at size, these different approaches would impact calculations for catch rates by sex, because the same stratification would be used for sex specific catch at size and sex-specific CPUE.

6.2 Overview

Following the extensive data screening, it was determined that there were 128,302 Atlantic swordfish for which sex was known (SCRS/98/31 and **Table 1**), of which 75% were from Spain. This is probably the most extensive sex-specific data for any fish species in the Atlantic.

Using the data developed by the 1997 SCRS, the group noted that for the extensive Spanish data there were usually sufficient observations to allow detailed analyses on a very fine scale, such as by small area, year and quarter. However, even for that data set there were some strata for which there were not sufficient observations of sexed fish to adequately estimate sex ratio at size (SRS) for such fine strata, that the situation was worse for the smaller data sets from the United States, Venezuela, Canada and Japan. Extensive examination of the data was conducted to try to identify strata which might be aggregated; frequently the Spanish data were used for detailed statistical examination, because of its large sample sizes and extensive geographic and temporal coverage (**Table 1**).

Plots of the observed SRS by nation and biological region had very broad confidence intervals for several strata, particularly those for which sample sizes were low (such as less than 300 fish per biological region, nation and year

between 120 and 200 cm; **Table 1**) and very small confidence intervals for strata with large sample sizes such as much of the Spanish data (**Figure 3**).

GLM analyses frequently indicated statistically significant differences among nations, seasons and/or years as well their interactions with size (in addition to expected differences among geographic strata). (Document SCRS/98/32 and **Tables 2 and 3**). In many cases plots of predicted SRS (proportions of females) at size showed close similarity between nations and/or years, and in a lesser number of cases those plots showed differences of roughly 10-20% by size class (**Figures 4, 5**).

The group held extensive discussions of how to interpret these results, particularly with respect to the importance of the differences between years.

In many cases geographic effects or geographic plus seasonal effects (with small geographic strata) accounted for a larger fraction of the total deviation than did year effects (Document SCRS/98/32 and **Table 2**). This result was interpreted as supporting the argument that SRS patterns were primarily the result of sexually dimorphic growth and movement patterns that were consistent over years as noted in Section 6.1. However, others noted that (1) models with biological region (large areas) and models with small areas accounted for similar proportions of the total deviance (**Table 2**), and (2) in an analysis of highly concentrated Spanish data in a limited zone (from parts of three small areas) near Europe and North Africa, year-related effects accounted for important fractions of the deviance explained by the model (**Table 3, Figure 5**).

6.3 Specific results

SCRS/98/33 examined SRS patterns observed by Japanese researchers in the Pacific since the 1970s. Particular emphasis was placed on SRS observed in spawning areas and on patterns in SRS over time.

Noting that SCRS/98/31 indicated that there were statistical differences among many strata by year, nation and region, the group decided to examine the observed data with 90% confidence intervals (calculated as recommended in SCRS/98/32) to obtain a feeling for the information resulting in the statistical differences (**Figure 3**).

The group noted that the patterns expected for the biological regions (feeding, spawning and transition) were usually reflected in data disaggregated by nation, year and region (e.g. **Figure 4**). However, much of these same data for Spain were used in developing those strata (SCRS/97/32) while very little of the data from the west Atlantic was available for that initial definition (limited data from about 1990-1994). It should also be noted that the Venezuelan SRS data were reclassified from spawning (it generally occurred in a spawning area) to transition because of the shape of the observed SRS by the species group at the 1997 SCRS meeting. Probably this reclassification was due to the lack of fine scale geographic information (latitude and longitude) for the Venezuelan SRS data and too coarse a definition of the spawning area in the northwestern Atlantic. The group also noted that the regional patterns were reflected in small areas that make up those biological regions.

Further, the group noted that the general patterns associated with the biological regions were replicated from year to year. However the group has not yet resolved the debate on the importance of the year to year differences in those patterns.

6.4 Method for estimating catch at size by sex

6.4.1 SRS Predictions

The group estimated SRS (proportions female) by strata using General Additive Models (GAMs) which are useful for fitting curves to data by strata using a smoothing spline with three to five parameters. The fits were done using data aggregated by 10 cm intervals; predicted SRSs were calculated for 5 cm to better match the catch at size which is intervals of 5 cm or smaller. As noted above, two sets of estimated proportions were calculated: one with year aggregated (and Spanish data disaggregated into small areas) and the other with data disaggregated by year. Nation-specific estimates for Canada, Spain, the United States and Venezuela were calculated so that they could be applied to each nation's catch at size. The Spanish SRSs were substituted for all other nations except in the northwest Atlantic where the estimated proportions female for Canada were used for high seas longline catches; whenever Spanish SRSs were used for substitutions they were derived from larger biological regions.

For both the year aggregated and the year disaggregated data sets, nation specific SRSs were estimated. For each data set, three sub-groups of data were analyzed separately based on the characteristics of the swordfish fleets. Sub-group one included only Spain, because there were a large number of observations allowed for more fine scale analyses, such as year, quarter and small geographical areas (**Figure 1**). Sub-group 2 included U.S., Venezuelan and Spanish observations, and the aim of these group is to permit analyses of sparser data sets (U.S. and Venezuela) and to develop broad area SRSs for substitution (Spain) using the wider biological regions. Sub-group 3 included the Canadian domestic fishery.

For most strata there were numerous observations, roughly between 100 and 200 cm, and often there were observations above and below that range. Nevertheless, it was recognized that there were few or no observations for many of the smallest and largest size-classes in many of the strata and so assumptions about SRSs in such size ranges would be needed so that SRSs would be available for all sizes expected in the catch at size (50 to 350 cm). Initially it was decided to use data from 120-240 cm for the initial fits and to either calculate or fill in the SRSs at smaller and larger sizes. A variety of methods of calculating predicted SRS for the entire size range were investigated so that the transitions at the upper and lower boundaries would be smooth and the predicted values would be reasonable. These investigations proved unsuccessful and it was decided to fix the upper and lower SRSs. For the larger sizes it was observed that in nearly all cases the SRS was very close to 1.0 (usually 1.0 or 0.99), and so the SRS was fixed at 1.0 for size-classes of 250 cm and above. For classes of smaller sizes it was presumed that at some small size the SRS would be 50:50. However, in some areas/biological regions, particularly those associated with spawning, the SRS was found to be quite low (0.1-0.2) at 120 cm. To attempt to obtain SRSs closer to 0.5 at the lowest size interval used in the fits, the range of sizes used for fitting was expanded to 80-240 cm. Resulting estimates of the SRS at 80 cm were highly variable, but at 105 cm it was observed that most were between 0.4 and 0.6; therefore SRS was fixed at 0.5 from 50 to 100 cm for all strata. It was recommended that additional research be conducted on curve fitting and calculation of predicted SRS at the upper and lower end of the size range.

Year-aggregated SRSs were predicted with slightly different procedures for Spain by area from those for the United States, Venezuela and Spain by biological region. For the Spanish data "by area", initial attempts were made to fit the data using Size, Area and Quarter (and any significant interactions). However, the results suggested poor fits for some areas. Subsequently, models were fitted for each area separately using Size and Quarter (and the interaction term) as explanatory variables (**Figure 6**). Visual examination of these model predictions was then conducted for each Area/Quarter stratum. This exercise suggested unreasonable predictions (e.g. very high female proportions at small sizes) for some strata, particularly those with no or few observations. Consequently, a second set of model fits was conducted separately by area using Size as the only explanatory variable (i.e. aggregated by Quarter). Decisions about what models predictions to choose (Size*Quarter or Size only) were then made for each stratum, as recorded in **Table 4**. It should be noted that these analyses only included data for 10-cm size intervals containing 10 or more sexed fish in each Quarter/Area stratum. In addition, the data for Area 10 in the first quarter were excluded because its inclusion gave results that were deemed to be aberrant.

The data selection and fitting procedures used for the year aggregated analyses by biological region for the Canadian, U.S., Venezuelan, and Spanish data sets were different from those used for the Spain by area analyses (previous paragraph). All data were used, including observations from 80 cm through 240 cm size-classes. The number of sexed fish per nation, biological region, and quarter stratum ranged from 110 to 18,000 fish. For Venezuela there were no data in the spawning and feeding regions. The GAMs were fit for each biological region subset separately, instead of fitting a single model and including biological region as a factor. This decision was taken after examining the model predictions, in particular for the lower size-classes (between 80 and 110 cm) within the spawning region. The model that included biological region as a factor, was unable to reflect the characteristic downward trend of SRS for size-classes from 100 to 150 in the spawning region. The model used for each biological region included nation, quarter and the size*nation interaction. **Figure 7** shows the predicted SRSs from the models fit for each region separately.

Predicted SRSs from the Canadian data were estimated for only one biological region (feeding) without seasonal stratification, because the fishery is concentrated in a limited area in a small number of months.

Similar procedures were used to estimate SRSs from year disaggregated data for Spain, Canada, Venezuela and U.S. data. For the United States, Venezuela and Spain combined data, SRSs were initially fit using a GAM model with year, biological region, and nation as main factors, the interactions size*year and size*region (which were statistically significant), and the spline of size (**Figure 8**). As expected, there were year, biological region, nation strata without observations, and the number of total sexed fish per strata ranged from 17 to 7700. For Canadian domestic data, a

GLM model with size and year as main factors and the interaction size*year suggested that year did not have a significant effect (Type III - Wald test $p > \text{Chi-square } 0.9888$). Therefore, predicted SRSs for disaggregated years were not estimated for Canadian domestic data.

Though considerable progress has been made at this meeting the group has further refinements to make to the methodologies to calculate SRSs as well as how stratify (aggregate/disaggregate) the data. Once these debates are concluded at the October, 1998, meeting of the Swordfish Species Group, the group should establish firm rules for calculating the SRSs. One potentially useful procedure is attached as **Appendix 4**.

All final analytical results associated with predicted SRSs were presented to the Secretariat for future reference.

6.4.2 Catch at size by sex

The Secretariat presented catch at size (unsexed) for north Atlantic swordfish, by fishery and by current ICCAT sampling areas. The procedure is reported in SCRS/98/9.

Catch at size by sex was calculated from this unsexed catch at size for each fishery. The SRSs were calculated for different geographic strata than the unsexed catch at size; therefore it was necessary to reapportion the catch at size into appropriate strata based on the reported catch-effort data for each nation. For Spain, such reappportionment was usually relatively simple, because the original catch at size was reported to ICCAT by 5x5 (latitude and longitude). For other nations the reappportionment was more complex, and for all nations its accuracy was considered to be dependent on the quality of the catch-effort data. Once the catch at size was reappportioned into appropriate geographic strata (i.e., biological regions for all countries, except Spain, and into areas for Spain in the year-aggregated treatment), the sex-specific catch at size was calculated by multiplying the SRS by the unsexed catch at size for each length interval. It was pointed out that for some nations substitutions would be needed at least three times in the entire process: to go from catch to catch at size, to reappportion catch at size to catch at size by SRS biological regions, and to convert that reappportioned catch at size to sex-specific catch at size..

The Group noted that the major differences in the methodologies used to produce the catch at size by sex at this meeting and during the 1996 Swordfish Species Group meeting were as follows: (1) the geographical stratification in 1996 was by ICCAT area, and in this meeting it was by biological region (feeding, spawning, transitional); (2) for the Spanish data, in 1996, the sexed sample was extrapolated into the catch by strata, whereas at the present meeting the Spanish catch at size was first stratified into area and time and then the *predicted* sex-ratios were applied; and (3) the substitutions for Japan conducted at this meeting were done in a more systematic way than in 1996.

7 Review of Atlantic swordfish growth curves

The group reviewed the available information on swordfish growth for the north Atlantic stock. A brief summary of the most relevant information is provided.

7.1 Tagging data

The SCRS has used tagging and recapture data from the west Atlantic tagging programs to define the growth of north Atlantic swordfish (1987 ICCAT Stock Assessment Session). The growth equation was generated using weights at release and recapture and time at large, by means of a Gompertz fit type. Because sex identification was not normally recorded, the equation was developed for sexes combined. This equation has been used by the SCRS in north Atlantic base case VPA calculations to create catch at age, and abundance indices by age (sexes combined) and fleet. Minor differences in the growth equation were found in updated analyses (Restrepo, SCRS/89/73; 1994 ICCAT Swordfish Detailed Report, 2d population parameters) but were not considered substantial enough to revise the growth curve used for aging.

7.2 Hard parts

There are several studies on the use of hard parts to determine swordfish growth in the north Atlantic (Berkeley and Houde, 1983; Radtke and Hurley, 1983; Wilson and Dean, 1983; Riehl, 1984; Ehrhardt, SCRS/90/29, 1992; Ehrhardt *et al*, SCRS/95/99, Esteves *et al*, 1995).

Berkeley and Houde (1983), analyzed 439 anal fin spines from fish caught in the Straits of Florida. Important differences in growth by sex were reported in this paper and the growth equations by sex were developed using a von Bertalanffy type model, assuming one ring per year. Using marginal increment analyses, they suggested that the rings were formed during the first quarter of the year (during the winter), but the statistical tests failed to detect significant differences in means. It was not possible to establish the validity of the observed rings as indicators of age. A small variation in this methodology was later used by Riehl (1984) but only 303 fish were analyzed.

Esteves *et al* (1995) analyzed calcified structures (otoliths, anal fin spines and vertebrae) from 155 swordfish caught around the Azores Islands. The ease of collection, processing, legibility and precision among structures were compared. Although the sample size was very small to make conclusions about the growth of swordfish, the study recommended that the second anal fin spine cross-section should be used for age determination. However, the study pointed out important differences in the estimated age of fish of the same size according to the hard part used.

More recently, Ehrhardt *et al* (SCRS/95/99) reported that 2,353 samples were collected on board longline vessels from the U.S. and Venezuela. This sample had greater spatial and seasonal coverage than that of the Berkeley and Houde (1983) study, though it was still restricted to the western areas of the north Atlantic. The methodology used in the preparation and sectioning of the spines was very similar to that used by Riehl (1984). Growth equations by sex were developed using a variation of the von Bertalanffy model. Differences in growth by sex were also indicated although less sexual dimorphism was found than in the Berkeley and Houde (1983) study. Marginal increment analyses were conducted but only for younger ages (ages 1 to 5). However the data were not tested to detect significant differences. The author concluded that the Gompertz fit model used traditionally by the SCRS reflects female growth much more closely than male growth, clearly underestimates growth among younger and older females, and grossly mis-represents male growth.

7.3 Conclusions of the group

The group indicated that mark-recapture information is very useful because it provides direct information about the growth of the fish. Additional recaptures not included in the current growth model should be periodically evaluated. Unfortunately, information on the sex of the fish is normally unreported in the recaptures. Programs should be set up to obtain recaptured fish before gonads are destroyed. If these data were available, they could be used to study the validity of sex-specific growth curves obtained using hard parts.

Two documents provide useful growth curves by sex (Berkeley and Houde, 1983; Ehrhardt *et al*, SCRS/95/99). Both use similar methodologies to read the spines but different approaches to fit the data (namely in the assumed relationship between LJFL and spine radius, and in the form of the growth equation used). However the Ehrhardt study includes much larger sample sizes and covers a larger geographical area in the west Atlantic. Although the group recognized that hard part analyses have yet to be validated, the decision was made to use the Ehrhardt *et al* (SCRS/95/99) sex-specific growth curves to create the catch at age by sex. This decision also allows direct comparison with the preliminary sex-specific analysis conducted by the 1996 Swordfish Species Group.

8 Finalize the standardized methodology to calculate Atlantic swordfish catch at age by sex

The Ehrhardt *et al* (SCRS/95/99) sex-specific growth curves were applied to the year aggregated catch at size by sex, and age slicing performed; for comparison the unsexed catch at age was calculated from the unsexed catch at size and age slicing was performed using the mark-recapture growth curve. The resulting catches at age are in **Table 5** and **Figure 9**.

When the catch at age by sex calculated at this meeting using year-aggregated sex ratios and a different stratification for the catch at size is compared to the catch at age by sex calculated at the 1996 meeting, generally the present analyses show more fish in the youngest age categories (**Table 5**). In other words, the curve is shifted, to the younger ages. The group did not fully investigate the consequences of these apparent differences. However, a semi-quantitative attempt to summarize the differences was made by fitting catch curves to the various catch-at-age matrices. These consisted of estimating the slope of a regression of $\ln(\text{catch}_{\text{age}})$ on age, for ages 4 to 12, and time periods 1986-1990 and 1991-1995. **Table 6** summarizes these results.

The estimates in **Table 6** suggest that the different approaches taken in the two meetings may result in relatively minor differences in terms of stock assessment. However, a more in-depth examination of this issue would follow after the data are subjected to ADAPT-VPA analyses during future assessments.

When the catch at age by sex from this meeting (**Figure 9**, using year-aggregated sex ratios) is compared to the Unisex catch at age calculated as per the 1996 base case assessment, the former has more fish in both the youngest and oldest age categories. In other words the peak in the distribution is reduced and fish spread into the lower and upper ages.

The results of this meeting should be considered incomplete and preliminary as the year disaggregated catch at age by sex will not be examined until the October 1998 meeting. At that time the results of the various approaches for calculating the catch at age by sex will be considered in detail, and the final methodology established for calculating the catch at age by sex for the 1999 swordfish stock assessment.

9 Application of VPA to the catch at age by sex and consideration of CPUE by sex

The group discussed various options for the treatment of the sex-specific catch and CPUE data in future SCRS assessments. It was agreed to conduct the 1999 sex-specific assessment for years 1986–1998, and for the assumed north Atlantic stock.

Four VPA options were identified in Powers (SCRS/98/34) and are summarized below:

a) Combined catch at age, one VPA: With this approach one would aggregate the male and female catches at age into a single catch at age; the CPUE data at age (presumably in numbers) would be aggregated over sex prior to standardization. Then a single ADAPT VPA is conducted with the aggregated data. This method assumes that there are no significant differences between CPUE of the sexes within an age; no assumptions are made about differences in F at age between sexes or about sex ratio at age of the population. The VPA will provide estimates of numbers and fishing mortality rate at age aggregated over sex. Thus, the computation of sex-specific quantities such as numbers at age by sex or, more importantly, spawning stock biomass, will require additional analyses after tuning. For instance, the ratio of catch by sex over total catch can be used to separate the fishing mortality matrix into sex-specific fishing mortality matrices.

b) Two sex-specific, independent VPAs: Using sex-specific CPUEs at age, standardize separately to get female CPUE at age and male CPUE at age; conduct two independent VPAs (one for male, one for female) using the sex-specific CPUEs and sex-specific catches at age. No assumptions are made about differences in F at age between sexes or about sex ratio at age of the population. It is quite possible that one could end up with F s at age that are very different between sexes and with abundance sex ratios at age (particularly at recruitment and in the terminal year of a cohort) that are very different. Methods c) and d) below are an attempt to address this.

c) Simultaneous, sex-specific VPAs with sex ratio at birth fixed: Use same sex-disaggregated catch at age and CPUE as in method b) and fix the sex-ratio of abundance at some age (for example, by assuming that there is a 50-50 sex ratio at recruitment). The algorithm would proceed by using the normal back-calculation for a cohort of one sex until the recruitment of that sex is estimated, then recruitment of the other sex is calculated from the fixed sex ratio; finally, the abundance and F s of the cohort of the other sex are calculated going forward. For those incomplete cohorts which enter the data set at older ages (in the earliest year of the catch-at-age data), some assumptions have to be made about sex ratio. Also, the resulting F s at age may still be quite different between sexes.

d) Simultaneous, sex-specific VPAs with constant F at age between sexes: Use the same sex-disaggregated catch at age and CPUE as in method b) and fix the relationship between F s at age of the two sexes for some specific (contiguous) ages. The algorithm would proceed by using the normal back-calculation for a cohort of one sex until the recruitment of that sex is estimated, then the fishing mortality rates of the other sex is calculated from specified relationship. Finally, the abundance and F 's of the cohort of the other sex are filled out using both back and forward calculation from the fixed block of F s. It is unknown to what extent this procedure can result in population sex ratios that are difficult to reconcile against the observed ones for the catch.

The group felt that options b) to d) above seemed reasonable but it would be difficult to reason why one should perform better than the others. It was felt that option a) would not make full utilization of the sex-specific information

that is being generated by this group. It was agreed that a set of useful diagnostics should be identified to help guide the decisions for the next assessment. These diagnostics would address both the VPA inputs (e.g. what differences in sex-specific CPUE by age may imply about differences in fishing mortality) and the VPA outputs (e.g. widely fluctuating sex ratios over the lifetime of a cohort). The group encouraged any inter-session work that can shed light on these issues. In addition, these questions will be revisited during the next Swordfish Species Group meeting before the 1998 SCRS Plenary Sessions.

The group also agreed that for the next assessment it would be important to carry out an analysis making assumptions as in previous assessments, i.e. ignoring sex-specific differences in growth and sex ratio at size. This would provide a basis for comparison and for understanding changes in the major features of the sex-specific results.

Powers (SCRS/98/34) also indicated that there may be other assessment methodologies that are well suited to the simultaneous analysis of data sets. For instance, age-structured production models (ASPMs), which make forward computations of the catch equation, could be easily modified to carry out analyses of sex-specific data sets subject to constraints such as a 50-50 sex ratio at some length. The Group agreed that such options could be explored as well.

10 Recommendations for future work

i) There should be adequate sampling of swordfish sex ratio by nation; fishing method (e.g., surface and deep longline, gillnet, harpoon), and time-area strata. It is important to have samples from all strata, rather than to concentrate only on a few. It is noted that the Commission has recommended as related to bigeye and yellowfin tuna conservation, that 5% of vessels (fishing by methods other than purse seiners using FADs) should have a national observer program to obtain data on the composition of the catches. As most longline fisheries for swordfish catch either yellowfin or bigeye, this is an excellent opportunity to also request at-sea sampling of swordfish.

ii) The Group was concerned that several nations with substantial catches had little or no sex ratio samples (e.g. Brazil, Chinese-Taipei, Japan, Portugal). It is noted that Japan has initiated a national observer program for bigeye and is also collecting at-sea data on swordfish. The group commended this effort and encouraged more intensive sampling in the future.

iii) It is recommended that nations report on the protocols for training observers and on observer program sampling schemes. In order to ensure consistent sampling methods, prior to being deployed, observers should have adequate training in identifying the sex of swordfish.

iv) There were concerns about the accuracy of sexing small (e.g., <100 cm LJFL) swordfish. The sex-ratios for small swordfish appear to be well measured at least for the United States, Venezuela and Spain. Other nations should clarify their confidence in the accuracy of the sexing of fish below 100 cm.

v) More information on the operation of the Venezuelan fleet including type of gear used and the vessel size is required. Further, the existing Venezuelan size data obtained from the Billfish Program Observers should be compiled and critically reviewed.

vi) The group encouraged work prior to the 1998 October meeting to explore modeling of the sex-ratios in the small size categories.

vii) In order to evaluate the impact of combining sex ratio data across years, the secretariat will prepare a second catch at age by sex prior to the next SCRS as follows: stratified by year, large region and season (e.g., quarter) if possible, using predicted values to be provided by scientists. Where substitutions are required, they should be taken from the years-combined catch at age.

viii) The group encouraged work prior to the October meeting to identify diagnostics to guide decisions about the form of sex-specific VPA to be used in the 1999 assessment.

ix) The use of age-structured production models (ASPMs) on sex-specific data could be explored.

x) The work of this meeting should be continued during the three-day Swordfish Species Group meeting prior to the 1998 SCRS. The following topics will be addressed at that time:

- ◆ Decide which catch at age by sex to use for the 1999 assessment (years combined using 1986-1996 data, years combined using 1986-1998 data, or years stratified and updated to 1996, or 1998).
- ◆ Discuss the intensity of sampling required in order to calculate catch at age by sex for future assessments.
- ◆ Discuss the frequency of examining the methodology for determining sex ratio at size and catch at size by sex in a meeting such as this.
- ◆ Further examine sex-specific VPA methods as outlined in section 9 above and SCRS/98/34.
- ◆ Examine the updated catch and catch at size (including 1997 data), and standardized CPUE from each nation (either sexes combined or sex-specific).

xi) The group encouraged the development of research methods that do not require at-sea sampling to determine the sex of swordfish.

xii) The group encouraged further research to obtain validated sex-specific growth models, for both the north and south Atlantic.

11 Adoption of the report

The report of the ICCAT Meeting for the Development of Standardized Methods for Estimating Swordfish Catch at age by sex was adopted on January 27, 1998.

12 Closure of the meeting

The chairperson thanked the participants for their hard work, and thanked the Bermudian hosts for providing a very pleasant venue, and excellent support and hospitality. The meeting was adjourned on January 27, 1998.

LITERATURE CITED

- Berkley, S.A., and E.D. Houde. 1983. Age determination of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the Straits of Florida using anal fin spine sections. U.S. Dept. Commer. NOAA Tech Rep. NMFS 8: 137-143.
- Ehrhardt, N.M. SCRS/90/99. Review of age and growth of swordfish (*Xiphias gladius*) in the northwestern Atlantic. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol.. Sci. Pap. XXXV(2): 362-373.
- Ehrhardt, N.M. 1992. Age and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Bull. Mar. Sci. 50: 292-301.
- Ehrhardt, N.M., R.J. Robbins, and F. Arocha. SCRS/95/99. Age validation and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwest Atlantic. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap. XLV(2): 358-367.
- Esteves, E., P. Simões, H.M. Da Silva, and J.P. Andrade. 1995. Ageing of swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, from the Azores, using sagittae, anal-fin spines and vertebrae. Arquipélago. Life and Marine Sciences 13A: 39-51.
- ICCAT. 1987 Swordfish Workshop. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap. XXVII: 1-126.
- ICCAT. 1994 Swordfish Detailed Report (2d, Population parameters). Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap. XLIV (3): 39-41.
- ICCAT. 1996 Report of the ICCAT Swordfish Stock Assessment Session. Int. Com. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap. XLVI(3) : 165-291.

- Mejuto, J, J.M. De la Serna, and B. Garcia. SCRS/97/32. Some considerations on the spatial and temporal variability in the sex-ratio at size of the swordfish (*Xiphias gladius* L.). Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap.: (in press)
- Radtke, R.L., P.C.F. Hurley. 1983. Age estimation and growth of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the northwest Atlantic based on external features of otoliths. U.S. Dept. Commer. NOAA Tech. Rep. NMFS 8: 145-150.
- Restrepo, V. SCRS/89/73. An update of swordfish tagging data for use in growth analyses. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Col. Vol. Sci. Pap. XXXII(2): 360-370.
- Riehl, M.W. 1984. Age and growth estimation of northwest Atlantic broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, using fin-spines. Thesis for B.Sc. Hons., Mount Allison Univ. 33pp.
- Wilson, C.A. and J. M. Dean (1983). The potential use of sagittae for estimating age of Atlantic swordfish, *Xiphias gladius*. In E.D. Prince and L.M. Pulos (editors) Proceedings of the international workshop on age determination of oceanic pelagic fishes: tunas, billfishes, and sharks. NOAA Tech. Rep. NMFS 8, 151-156 pp.

ICCAT MEETING FOR THE DEVELOPMENT OF
STANDARDIZED METHODS FOR ESTIMATING SWORDFISH CATCH AT AGE BY SEX
(Hamilton, Bermuda - January 21 to 27, 1998)

AGENDA

- 1 Opening of the meeting
- 2 Adoption of the agenda and meeting arrangements
- 3 Nomination of chairperson for the meeting
- 4 Review of meeting objectives and background
 - 4.1 Objectives
 - 4.2 Background
- 5 Report on the work by correspondence
- 6 Strata for estimating sex ratio at size
 - 6.1 Background
 - 6.2 Overview
 - 6.3 Specific Results
 - 6.4 Method for estimating catch at size by sex
 - 1) Sex ratio-at-size predictions
 - 2) Catch at size by sex
- 7 Review of Atlantic swordfish growth curves
 - 7.1 Tagging data
 - 7.2 Hard parts
 - 7.3 Conclusions of the group
- 8 Finalize the standardized methodology to calculate Atlantic swordfish catch at age by sex.
- 9 Application of VPA to the catch at age by sex and consideration of CPUE by sex
- 10 Recommendations for future work
- 11 Adoption of the report
- 12 Closure of the meeting

ICCAT MEETING FOR THE DEVELOPMENT OF
STANDARDIZED METHODS FOR ESTIMATING SWORDFISH CATCH-AT-AGE BY SEX
(Hamilton, Bermuda – January 21 to 27, 1998)

LIST OF PARTICIPANTS

CANADA

PORTER, JULIE M.
Department of Fisheries & Oceans, Biological Station
St. Andrews, New Brunswick EOG 2XO
Tel: +506 529 8854
Fax: +506 5295862
E-mail: porterj@mar.dfo-mpo.gc.ca

JAPAN

YOKAWA, KOTARO
5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 424
Tel: +81 543 36 6046
Fax: +81 543 35 9642
E-mail: yokawa@enyo.affrc.go.jp

EC-SPAIN

MEJUTO, JAIME
Instituto Español de Oceanografía
Apartado 130, 15080 A. Coruña
Tel: +34 81 205362
Fax: +34 81 229077
E-mail: jaime.mejuto@co.ico.es

UNITED KINGDOM (BERMUDA)

BARNES, JOHN A.
Director, Department of Agriculture & Fisheries
P. O. Box HM834
Hamilton HMCX, Bermuda
Tel: +441 236 4201
Fax: +441 236 7582
E-mail: agfish@ibl.bm

LUCKHURST, BRIAN
Senior Fisheries Officer
Department of Agriculture & Fisheries
P.O. Box CR52
Crawl CRBX, Bermuda
Tel: +441 293 1785
Fax: +441 293 2716
E-mail: blucky@ibl.bm

UNITED STATES

ORTIZ, MAURICIO
4600 Rickenbacker Cswy.
University of Miami
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4796
Fax: +1 305 361 0466
E-mail: mortiz@rsmas.miami.edu

POWERS, JOSEPH
NMFS-75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4295
Fax: +1 305 361 4219
E-mail: joseph.powers@noaa.gov

TURNER, STEVE
NMFS-75 Virginia Beach Drive
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4482
Fax: +1 305 361 4562
E-mail: sturner@sturner.sefsc.noaa.gov

RESTREPO, VICTOR
4600 Rickenbacker Cswy.
University of Miami
Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 361 4022
Fax: +1 305 361 4457
E-mail: vrestrepo@rsmas.miami.edu

ICCAT SECRETARIAT

MIYAKE, PETER M.
Assistant Executive Secretary
C/Corazon de Maria, 8-6
28002 Madrid, Spain
Tel: +34 91 416 5600
Fax: +34 91 415 2612
E-mail: peter.miyake@iccat.es

KEBE, PAPA
Systems Analyst
C/Corazon de Maria, 8-6
28002 Madrid, Spain
Tel: +34 91 416 5600
Fax: 34 1 415 2612
E-mail: papa.kebe@iccat.es

SAUNDERS, DIANE
Administrative Officer
Department of Agriculture & Fisheries
Bermuda

WADE, PAMELA
Administrative Assistant
Department of Agriculture & Fisheries
Bermuda

Appendix 3

ICCAT MEETING FOR THE DEVELOPMENT OF
STANDARDIZED METHODS FOR ESTIMATING SWORDFISH CATCH-AT-AGE BY SEX
(*Hamilton, Bermuda - January 21 to 27, 1998*)

LIST OF DOCUMENTS

SCRS/98/7	Procedures used for updating catch at size of swordfish (January 1998) and a comparison between Task I catch and estimated weight from catch at size - ICCAT Secretariat
SCRS/98/31	Stratification of swordfish catch at size by sex - S. Turner, M. Ortiz, J. Mejuto, V. Restrepo
SCRS/98/32	Notes on analyses of sex ratio at size (SRS) for swordfish - V. Restrepo
SCRS/98/33	Preliminary analysis on the spatial and temporal variability in the sex ratio at size of the swordfish in the Pacific Ocean based on the data collected by Japanese longline training and research vessels - K. Yokawa
SCRS/98/34	Discussion notes on options for assessment analyses using sex-specific catch at size and age data - J. Powers

ICCAT MEETING FOR THE DEVELOPMENT OF
STANDARDIZED METHODS FOR ESTIMATING SWORDFISH CATCH-AT-AGE BY SEX
(Hamilton, Bermuda - January 21 to 27, 1998)

**A PROPOSAL FOR A CONSISTENT METHOD
FOR COMPUTING SEX RATIO AT SIZE (SRS)**

Issue: During the work conducted in 1997 and this meeting, it has become evident that the computation of SRS for various strata has been done inconsistently. There are many reasons for this, an important one being that the group has been unable to foresee problems that are encountered after making decisions on how to treat the data. At the risk of still not foreseeing more difficulties, this proposal is for an attempt to cover a wide range of possibilities in the computation of SRS in a consistent manner. Obviously, an unknown - and probably large - number of alternative approaches may achieve the same results.

The idea is to use the observed proportions when the data seem sufficient, and to resort to GAM (or some pre-agreed form of) predictions of differing level of detail when the data seem insufficient. For this purpose, six levels of GAMs are proposed from "high" to "low" levels of temporal-spatial resolution. In each case below, the GAM consists of a separate nonlinear fit of female proportions against size for each factor listed. Factors in brackets indicate aggregation in that factor (e.g. [Year] means aggregated across years). The six levels are:

- Year, Area, Quarter, Nation, Gear.
- Year, Biological region, Quarter, Nation, Gear.
- [Year], Area, Quarter, Nation, Gear.
- [Year], Biological region, Quarter, Nation, Gear.
- [Year], Area, [Quarter], Nation, Gear.
- [Year], Biological region, [Quarter], [Nation], Gear.

Proposal: If there are, say, 50 or more fish sexed in a particular size class (say, 10-cm) in level 1 classification, then use the observed proportion. Otherwise, determine the highest level possible (1 to 6) of detail that will (a) contain at least, say, 10 fish per size class and (b) contain a wide range of size classes, e.g. 100 to 200 cm with few blanks. When possible, small fish (~ 70 to 100 cm) should also be included.

With this proposed scheme, it is possible that for some nations the decisions made will not always be the same. For instance, Spanish longline data may be sufficient some times to use the observed female proportions in some year/quarter/area strata; for other such strata, analyses of types 1 to 3 may be needed.

Some features of the ordering (1 to 6) proposed above may need to be examined carefully, such as whether analyses of type 2 are indeed of a higher "level of resolution" than those of type 3. The group does not necessarily endorse the ordering of options stated above, but some group members feel that it might be a reasonable way to carry out future analyses among a universe of possibilities.

Small fish: It became evident during the work carried out at this meeting that it may be desirable to constrain the GAMs such that they do not give unreasonable predictions at extrapolated small sizes. While it is not known how to best handle this problem, an initial suggestion is to include "data" as $P(\text{female})=0.5$ at 50 cm LJFL, with a "sample size" equal to x times the largest sample size in the observed data for the fit in question. Adequate values for x could be investigated empirically.

Table 1. Task I catches (in MT) and number of fish sampled for sex¹, Atlantic swordfish, by country.

YEAR	CANADA		CNJ		SPAIN		JAPAN		US		VENEZUELA		TOTAL*	
	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample
70	4800				4060		3175		287	235	23		12345	235
71	0				4484		1578		35		52		6149	0
72	0				4510		1807		246	130	27		6590	130
73	0				4938		998		406		23		6365	0
74	2				3593		1369		1125		24		6113	0
75	21				3836		3267		1700		52		8876	0
76	15				2905		1255		1429		43		5647	0
77	113				3976		1307		912	41	15		6323	41
78	2314				4342		1451		3684	163	46		11837	163
79	2970				3382		1327		4619	224	182		12480	224
80	1885	222		112	4560		3197		5625	375	192		15459	709
81	561			377	5134		3485		4530	165	24		13734	542
82	554			795	5454		5047		5410	0	25		16490	795
83	1088			199	8422		2451		4820	5	35		16816	204
84	499			402	7560		5079		4749	208	23		17910	610
85	585				8668		5548		4705	399	51		19557	399
86	1059			381	11122	868	3727		5210	259	84		21202	1508
87	939			1282	12269	102	3036		5247	0	86		21577	1384
88	898			1245	15954	295	5078		6171	0	2		28103	1540
89	1247	19		978	15710	3214	5592	47	6411	0	4		28964	4258
90	911	167		225	14075	11945	7761		5519	1342	9		28275	13679
91	1026	165		537	13564	13298	5452	153	4525	1430	78	137	24645	15720
92	1547			430	13145	13327	3936	310	4235	952	103	987	22966	16006
93	2234	125		266	14930	13332	6386	501	4190	3503	73	1018	27813	18745
94	1676	1623		205	15625	11410	5634	647	4074	1541	69	564	27078	15990
95	1610	549		102	19622	11429	4666	652	4552	1779	54	408	30504	14919
96	739	473		66	16355	11933	3628		4320	2405	85	578	25127	15455
97						5046								5046
TOTAL	29293	3343	**	7602	242195	96199	97237	2310	98736	15156	1484	3692	468945	128302

* Total of only countries shown in this table.

** Catch is included in Japan.

¹ Source: SCRS/98/31

Table 2. GLM results of Spanish longline proportion female at size. The small areas analyzed were those defined by the Spanish scientists and the biological regions were feeding, transition and spawning (Figure 1).

Spain Area (small area definitions) year 89-96 longline size 120-200

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	2174	1799.01				
Size	2166	1442.92	356.09	19.79%	19.79%	0.0000
Size + Year	2159	1416.57	26.35	1.46%	21.26%	0.0004
Size + Year + Area	2150	1196.73	219.84	12.22%	33.48%	0.0000
Size + Year + Area + Size*Year	2095	1162.74	33.99	1.89%	35.37%	0.9884
Size + Year + Area + Size*Year + Size*Area	2033	1089.87	72.87	4.05%	39.42%	0.1627
Size + Year + Region	2157	1286.7	129.87	7.22%	28.48%	0.0000
Size + Year + Area(region)	2150	1196.732	219.84	12.22%	33.48%	0.0000

Table 3. GLM analyses of Spanish longline proportion female at size. Data from three small areas off Europe and North Africa were aggregated to examine temporal effects (see also Figure 5).

Spain coastal new area and season

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	461	493.07				
Size	455	291.68	201.39	40.84%	40.84%	0.0000
Size + Year	448	259.68	32.00	6.49%	47.33%	0.0000
Size + Year + Season	446	252.12	7.56	1.53%	48.87%	0.0228
Size + Year + Season + Size*Year	404	217.76	34.36	6.97%	55.84%	0.7928
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season	392	210.8863	6.88	1.39%	57.23%	0.8657
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season + Year*season	380	187.5101	23.38	4.74%	61.97%	0.0247
Size + Year + Season + Year*Season	434	230.0578	22.06	4.47%	53.34%	0.0368

Table 4. Substitutions made in fitting SRS for Spanish year-aggregated data by area and additional model specification information.. Unless otherwise stated below data were fit using area-quarter specific data. For convenience, the biological region associated with each small area is also shown.

Size class intervals of 10 cm LJFL.

Area 10, Quarter 1 deleted for lack of data..

Area 13 deleted because lack of data.

Area-Quarter-Size cells with less than 10 fishes sampled were deleted..

Sex Ratio at size = 0.500 for sizes <=100 cm.

Sex Ratio at size = 1.000 for sizes >=250.

Spanish Area	Quarter	Comment
1 (transition)	1, 4	Use size+area model predictions
2 (transition)	2	Use size+area model predictions
3 (transition)		No substitutions
4 (feeding)		Use quarter prediction
5 (feeding)	2	Use size+area model predictions
6 (feeding)		No substitutions
7 (spawning)	1	Use size+area model predictions
8 (spawning)		No substitutions
9 (transition)	1	Use size+area model predictions
10 (feeding)	1	Use size+area model predictions
11 (transition)	1,2	Use size+area model predictions
12 (transition)	1	Use size+area model predictions
13 (transition)		No observations available. Use other area for substitution
14 (transition)		No observations available. Use other area for substitution
15 (transition)		No observations available. Use other area for substitution

Table 5. Estimated uni-sex catch at age, derived from uni-sex catch at size applying sex non-specific growth curve: and total catch at age for female, male and both sex combined, derived from sex-specific catch-at-size* applying sex specific growth curves from SCRS/96/99.

UNISEX (Uni-sex catch at size aged by uni-sex growth curve)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	13581	20548	21792	7643	14426	9169	11982	7688	10006	11526	20519
1	46592	75557	84123	75818	48086	41991	41542	55758	57908	46221	47723
2	93278	117368	131015	113844	117477	88009	100678	111714	117250	126235	106844
3	87842	108891	98608	90267	92342	95844	85171	98109	80694	102747	94064
4	66549	73666	60797	59004	50510	54471	54563	57474	48211	54004	52444
5	34726	37418	29690	28195	25489	25227	27486	28694	24212	24711	22782
6	16137	18119	12259	12947	11226	11203	12245	12999	11652	11233	9841
7	8024	7868	7182	6966	5825	5533	6256	6244	6419	6212	5675
8	4167	4166	3451	3427	2917	2693	3080	3096	3121	3119	2486
9	2804	2197	1931	1925	1617	1331	1650	1749	1580	1662	1267
10	1564	1623	1153	1203	957	857	1033	1124	1082	953	1046
11	1001	1037	721	835	585	578	656	635	700	639	522
12	663	608	448	485	379	312	451	416	442	370	287
13	417	363	283	289	291	255	310	353	311	364	459
14	321	292	250	199	177	149	170	205	185	162	136
15+	4077	3845	2640	3224	2349	2783	2929	3143	3220	3693	3165
Total	381743	473565	456343	406271	374655	340404	350203	389400	366993	393850	369260

Females + Males (Sexed catch-at-size aged separately by sex specific growth curves and then combined)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	22813	34324	40328	20453	25442	14072	18259	14580	15941	18051	28679
1	56158	85470	94494	89849	59341	48290	50707	68055	57928	63750	58694
2	75010	93346	103327	88667	96217	70528	81511	90806	89070	105380	91017
3	62216	80312	72876	65756	68041	67899	62946	73237	59326	75519	69888
4	53590	61291	51689	48589	44057	49842	46915	49670	41213	47597	45948
5	38371	42329	35107	33180	29537	30471	30583	32002	27623	30226	28811
6	25397	28168	20537	20619	18500	18287	19602	20890	18158	18896	16097
7	15292	16433	13052	12984	11399	10987	11728	12120	11445	11830	10658
8	9318	9174	8161	8101	6727	6338	6759	7021	6612	6590	5589
9	5871	6196	5324	5350	4204	3765	4045	4437	4140	3953	3440
10	3512	3430	2877	2898	2482	2365	2516	2683	2538	2463	2235
11	2346	2229	1825	1864	1712	1621	1751	1875	1760	1991	1729
12	1416	1482	1115	1149	957	950	993	981	1020	1067	903
13	851	912	672	676	651	610	729	737	726	556	615
14	522	551	394	446	480	423	470	485	422	464	299
15+	5682	6038	4824	5794	5033	4821	5221	5446	5066	5252	4257
Total	378366	471684	456603	406376	374778	331269	344735	385026	342987	393582	368858

* Catch at size matrices were separated into sex, applying year aggregated, biological region and season specific sex ratio derived from GAM (see text) by 5 cm LJ-FL categories.

Table 5. Continued.

Females (Female catch-at-size aged by female growth curve)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	10454	15618	18224	8755	11831	6385	8343	6207	7015	8258	13327
1	27486	42730	47690	44438	28601	24039	25387	33923	29069	31102	29304
2	41098	53008	59130	49857	52538	40077	47161	53485	51373	61818	51548
3	38636	51723	44846	40301	39615	42578	40533	46961	36555	46333	43186
4	36013	41412	33754	31271	26413	29981	31496	33018	26428	29504	30221
5	25702	28415	23877	22065	18367	18858	20502	21431	17948	18152	18050
6	17342	19342	13429	13499	11645	11958	13360	14248	12173	11898	10322
7	10047	10564	8626	8408	7045	6890	7712	7852	7732	7347	6723
8	6017	5655	4953	4648	3887	3625	4191	4162	4181	4135	3264
9	3569	3583	2725	2795	2273	1880	2368	2543	2426	2268	2124
10	2102	1919	1532	1572	1237	1233	1377	1489	1476	1434	1323
11	1212	1147	777	874	728	755	836	973	944	1015	829
12	754	760	448	502	337	409	423	415	481	580	549
13	281	317	223	195	144	157	228	192	242	143	302
14	146	150	75	113	130	104	140	144	106	197	100
15+	186	245	137	203	150	186	307	144	145	194	162
Total	221046	276586	260446	229495	204942	189114	204364	227185	198294	224377	211333

Males (Male catch-at-size aged by male growth curve)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	12359	18706	22104	11699	13611	7688	9916	8372	8926	9793	15353
1	28672	42740	46804	45411	30740	24251	25320	34132	28859	32648	29390
2	33912	40338	44197	38810	43679	30451	34350	37321	37697	43562	39469
3	23580	28589	28029	25456	28425	25321	22413	26276	22771	29185	26702
4	17578	19879	17935	17319	17643	19861	15420	16652	14785	18093	15727
5	12669	13914	11230	11115	11170	11613	10081	10571	9675	12074	10761
6	8055	8826	7109	7120	6855	6330	6242	6642	5985	6998	5775
7	5245	5869	4427	4575	4354	4097	4015	4268	3713	4483	3935
8	3301	3519	3208	3453	2840	2714	2568	2859	2431	2456	2325
9	2302	2613	2599	2555	1931	1885	1677	1894	1715	1685	1317
10	1410	1511	1346	1327	1245	1132	1139	1195	1062	1029	912
11	1134	1082	1048	991	984	866	915	903	815	975	899
12	661	722	667	647	619	542	571	567	538	487	354
13	570	595	449	481	507	453	500	546	484	412	313
14	376	401	319	333	350	319	330	341	315	267	199
15+	5496	5794	4687	5591	4883	4634	4914	5302	4921	5058	4095
Total	157320	195098	196156	176881	169835	142155	140371	157840	144694	169205	157525

Table 6 Approximate total mortality (Z) estimates and associated standard errors obtained with catch-curve analyses using catch-at-age data sets developed in Halifax 1996 and this meeting. The analyses were made including ages 4 to 12 for two time periods (1986-1990 and 1991-1995). Unisex = sexes combined using a single Gompertz growth curve adopted by SCRS in 1988. M+f = sexes combined after sex-specific ageing.

BERMUDA '98**

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.47	0.4	0.53	0.62	0.48	0.42	0.52
S.E.	0.014	0.008	0.006	0.012	0.011	0.004	0.006	0.006

HALIFAX '96

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.45	0.39	0.5	0.61	0.46	0.41	0.5
S.E.	0.014	0.011	0.013	0.001	0.01	0.005	0.007	0.006

*The Group stressed that these estimates of mortality should not be used to infer anything about the status of the stocks because these computations make questionable assumptions such as equilibrium.

**These estimates were obtained using the catch-at-age by sex data calculated at the Bermuda meeting. Though a small error was subsequently found in this catch-at-age by sex (and corrected), the estimates in this table have not been recalculated. It is unlikely that the conclusions of the analyses would change.

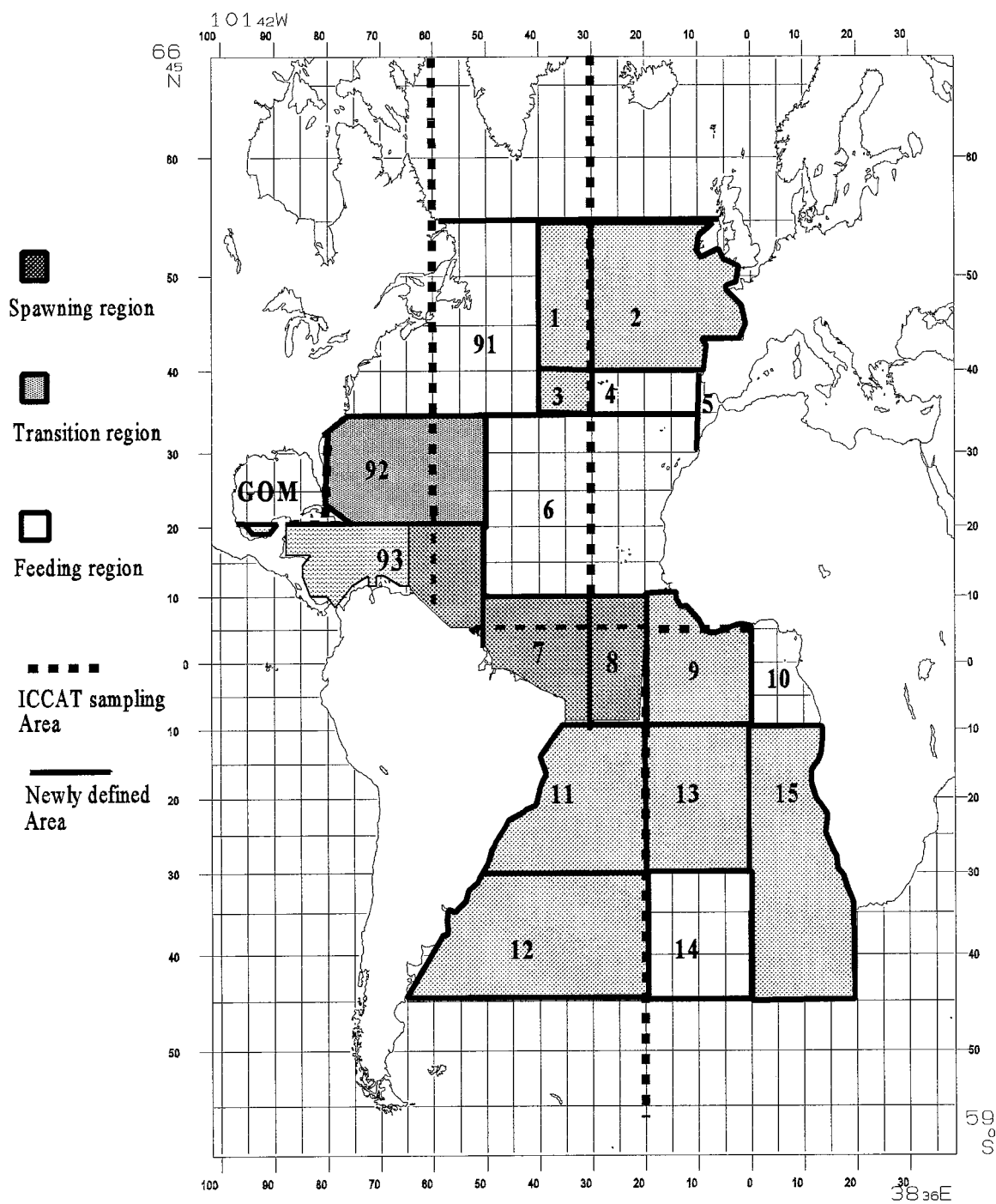
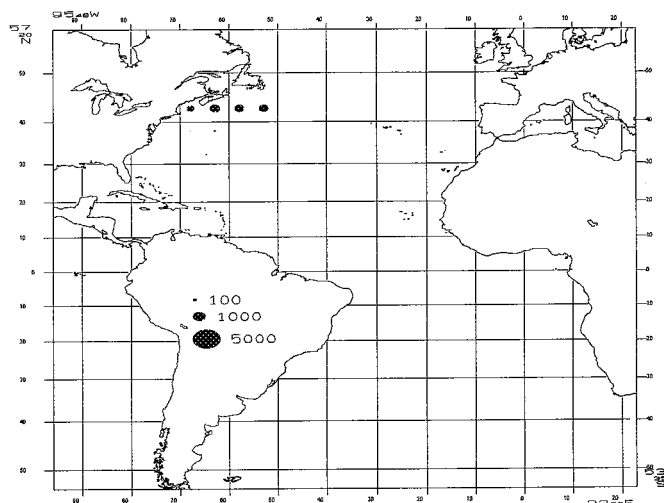
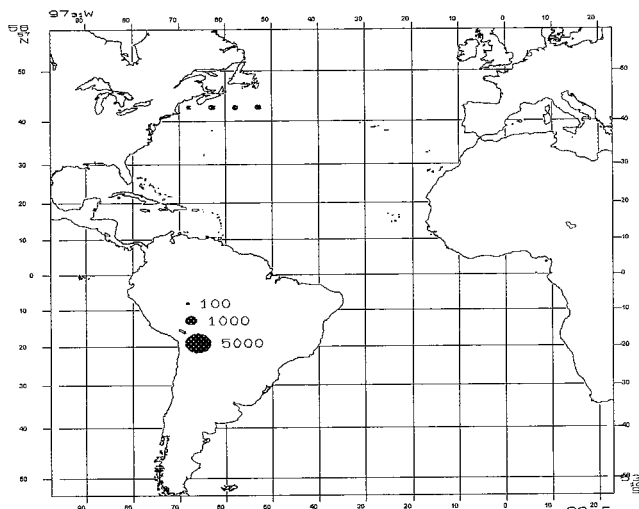


Fig. 1. Map showing the small areas and biological regions (Spawning, Transition and Feeding) used in the analyses, compared with the conventional ICCAT sampling areas used in 1996 analyses.

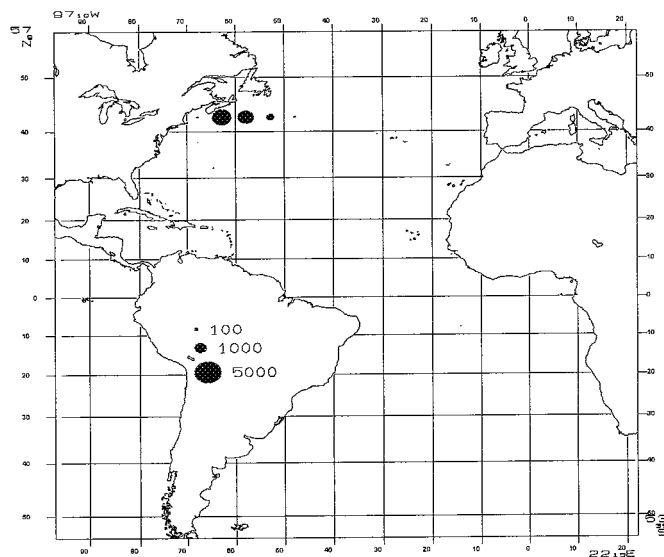
CANADA FEMALE



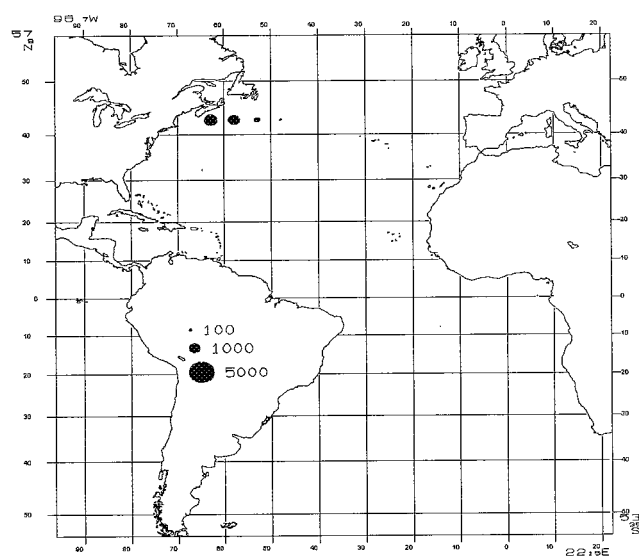
CANADA MALE



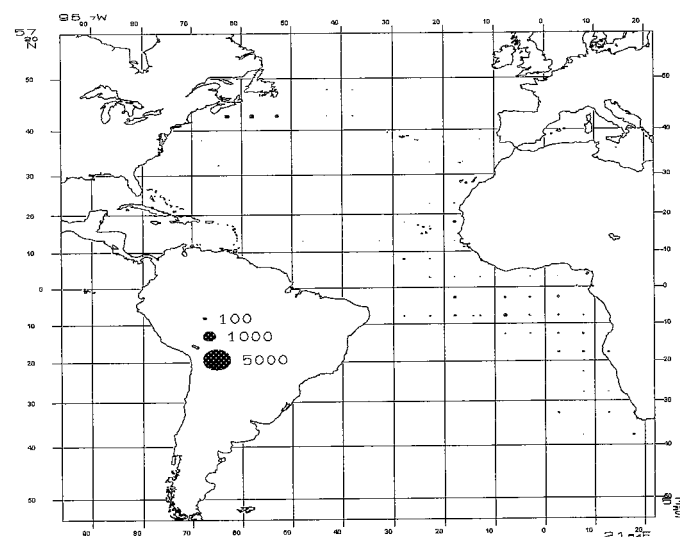
CANADA-JAPAN FEMALE



CANADA-JAPAN MALE



JAPAN FEMALE



JAPAN MALE

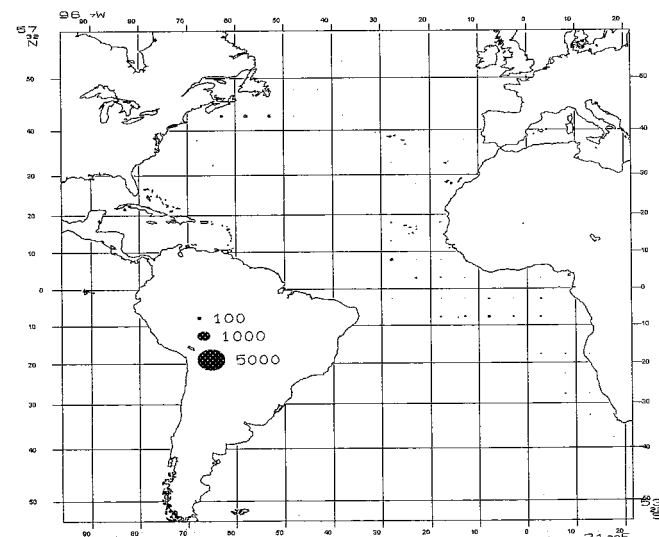
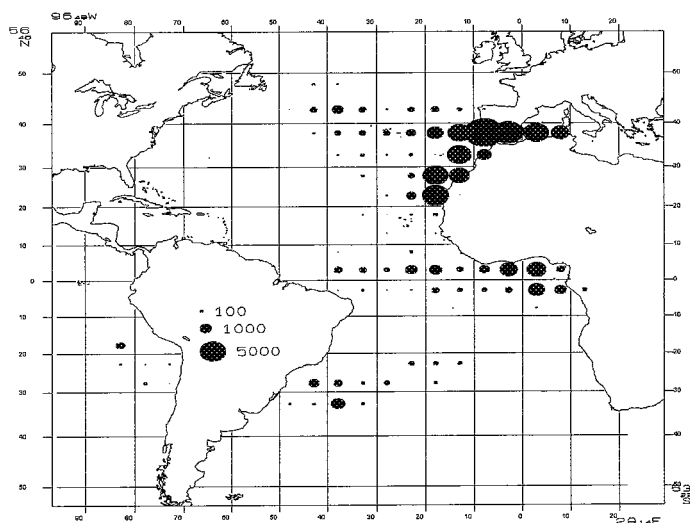
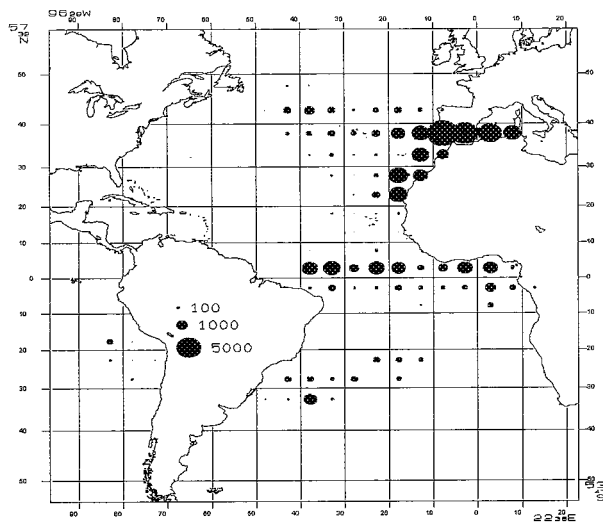


Fig. 2. Distribution of SRS observations by nation or data source. Canada refers to the Canadian domestic fishery and Canada-Japan refers to data from Canadian observers on Japanese vessels.

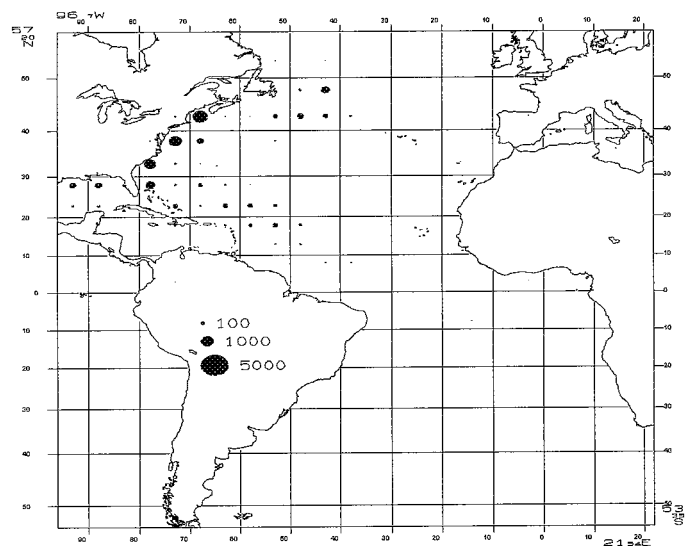
SPAIN FEMALE



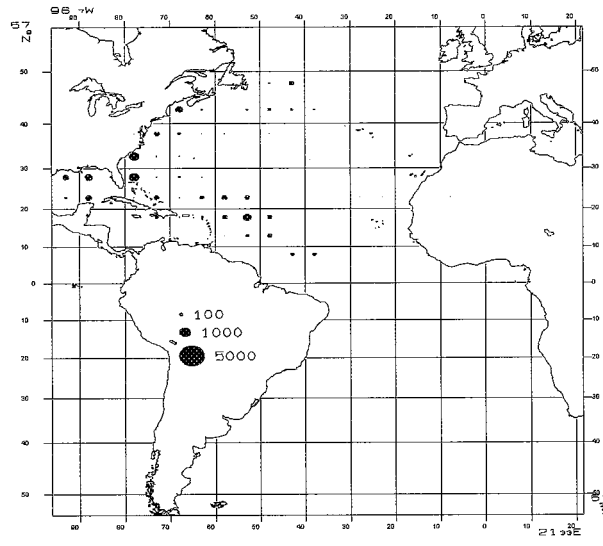
SPAIN MALE



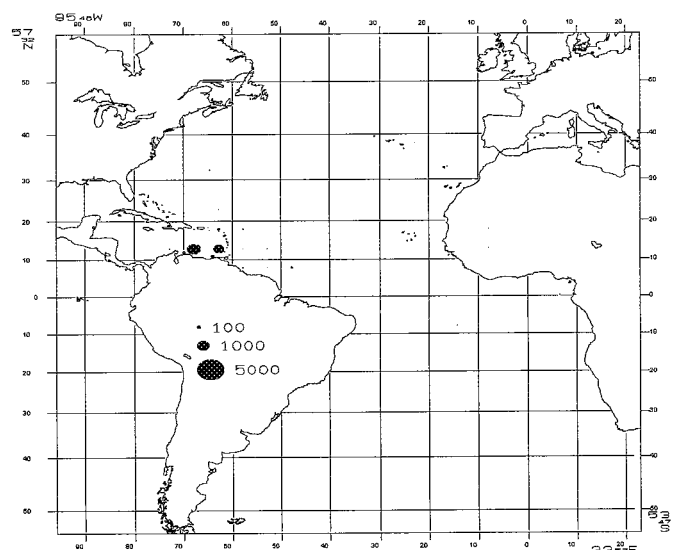
U.S.A. FEMALE



U.S.A. MALE



VENEZUELA FEMALE



VENEZUELA MALE

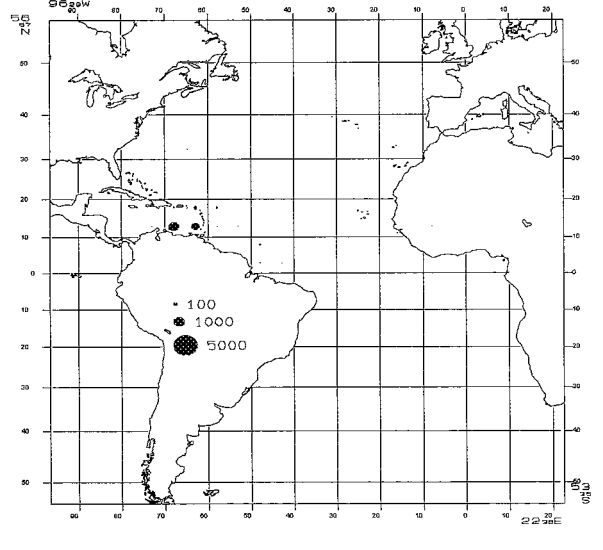
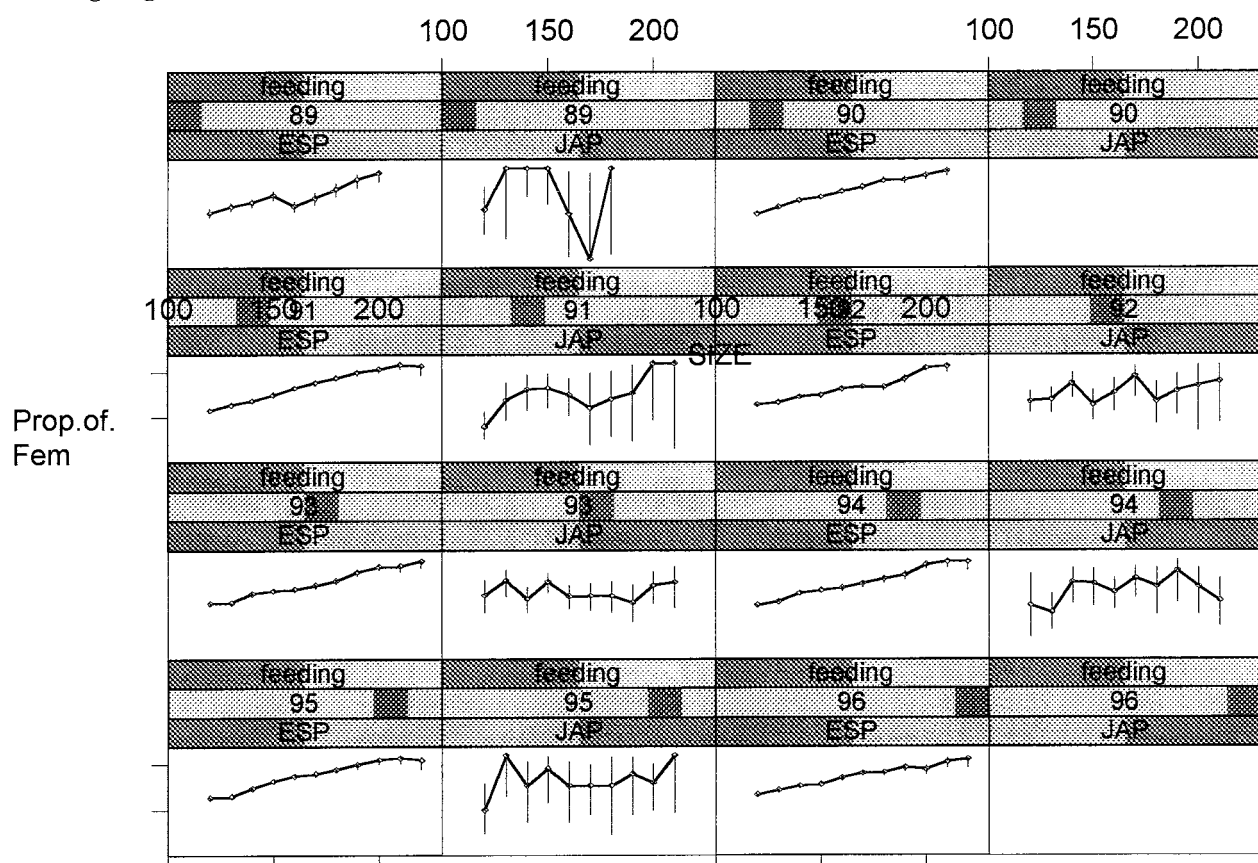


Fig. 2. Continued.

Spain - Japan 90 % CI row data by region and year

Feeding region



Transition region

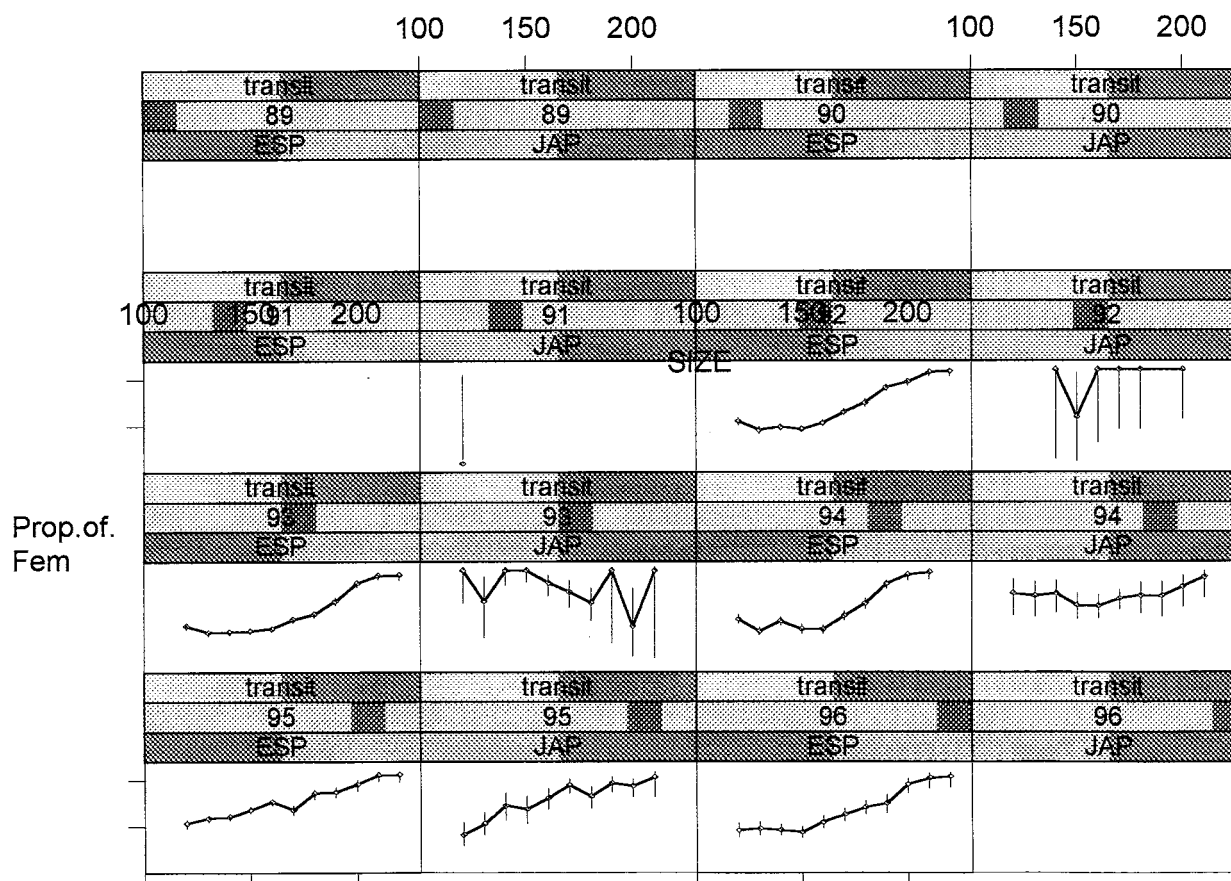
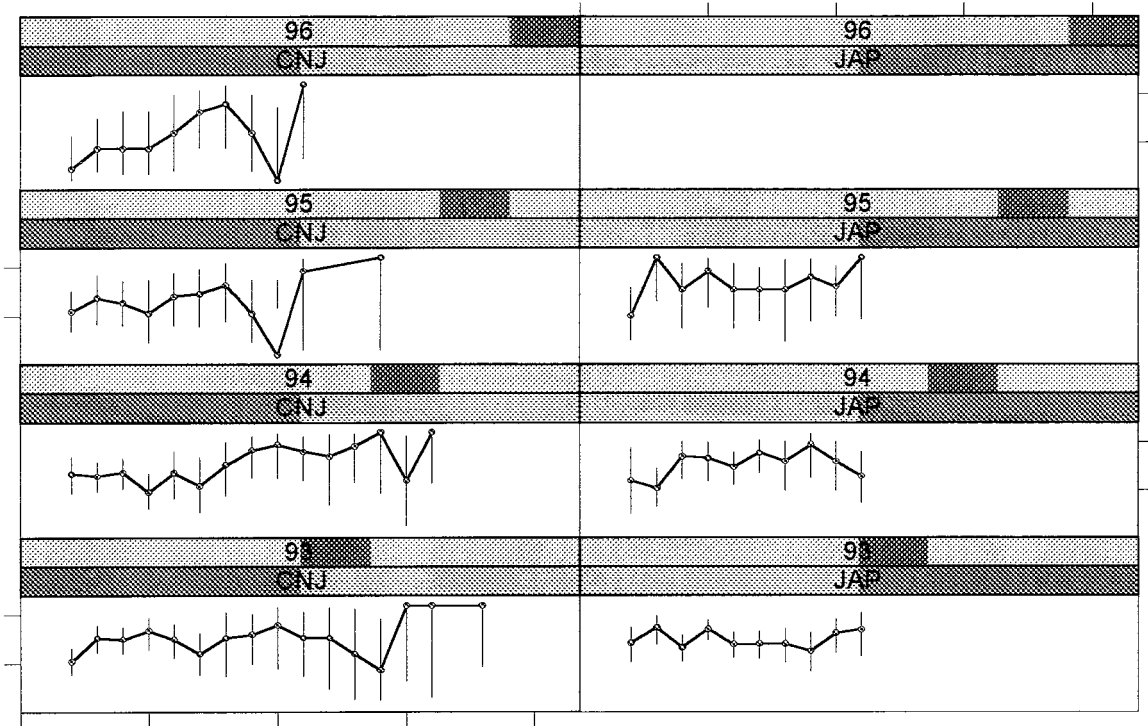


Fig. 3. Observed sex ratios at size (proportion female) with 90% confidence intervals by fishery.

Canada-Japan and Japan, 90% CI row data



Canada-Japan Japan 90% CI row by year

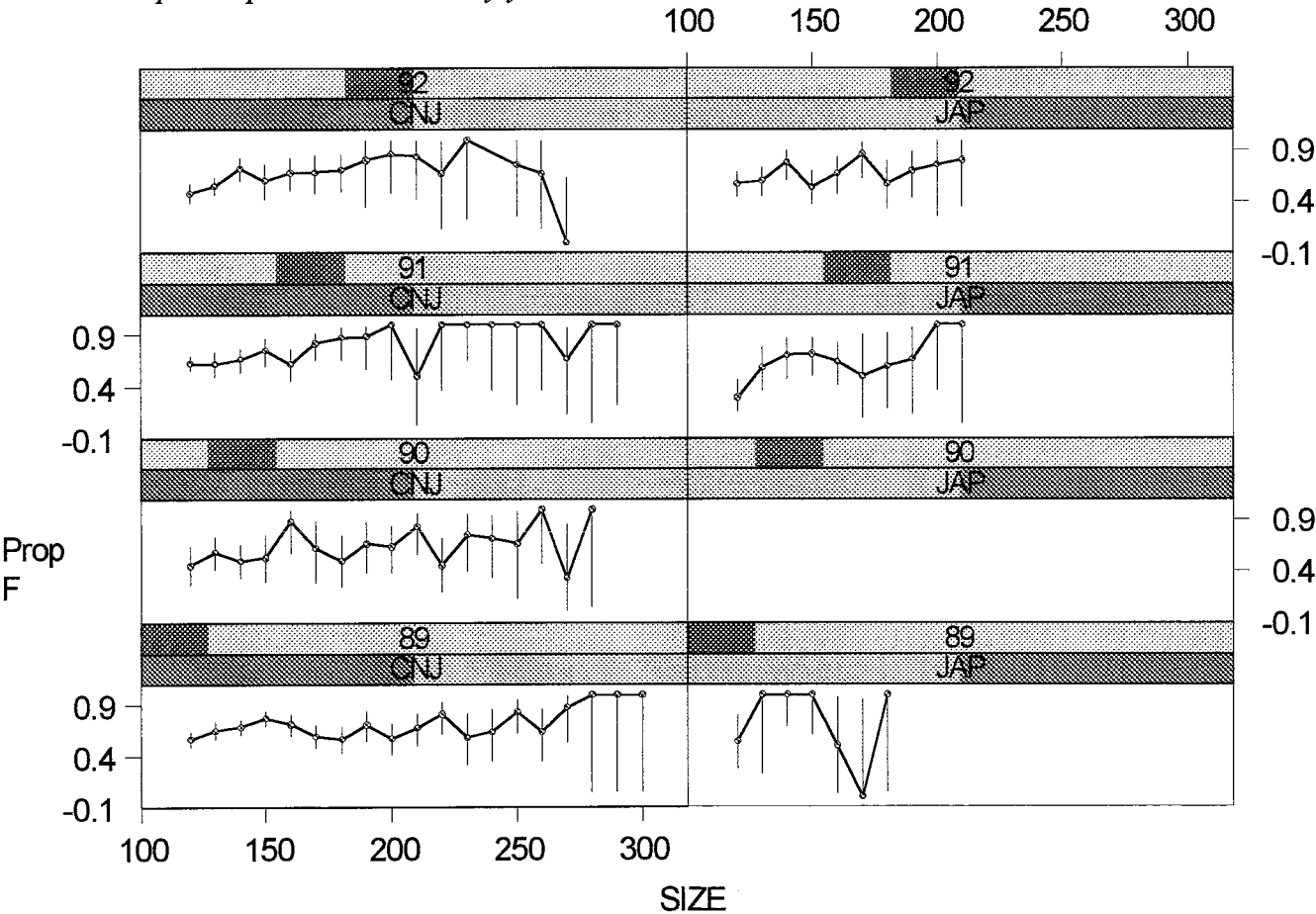
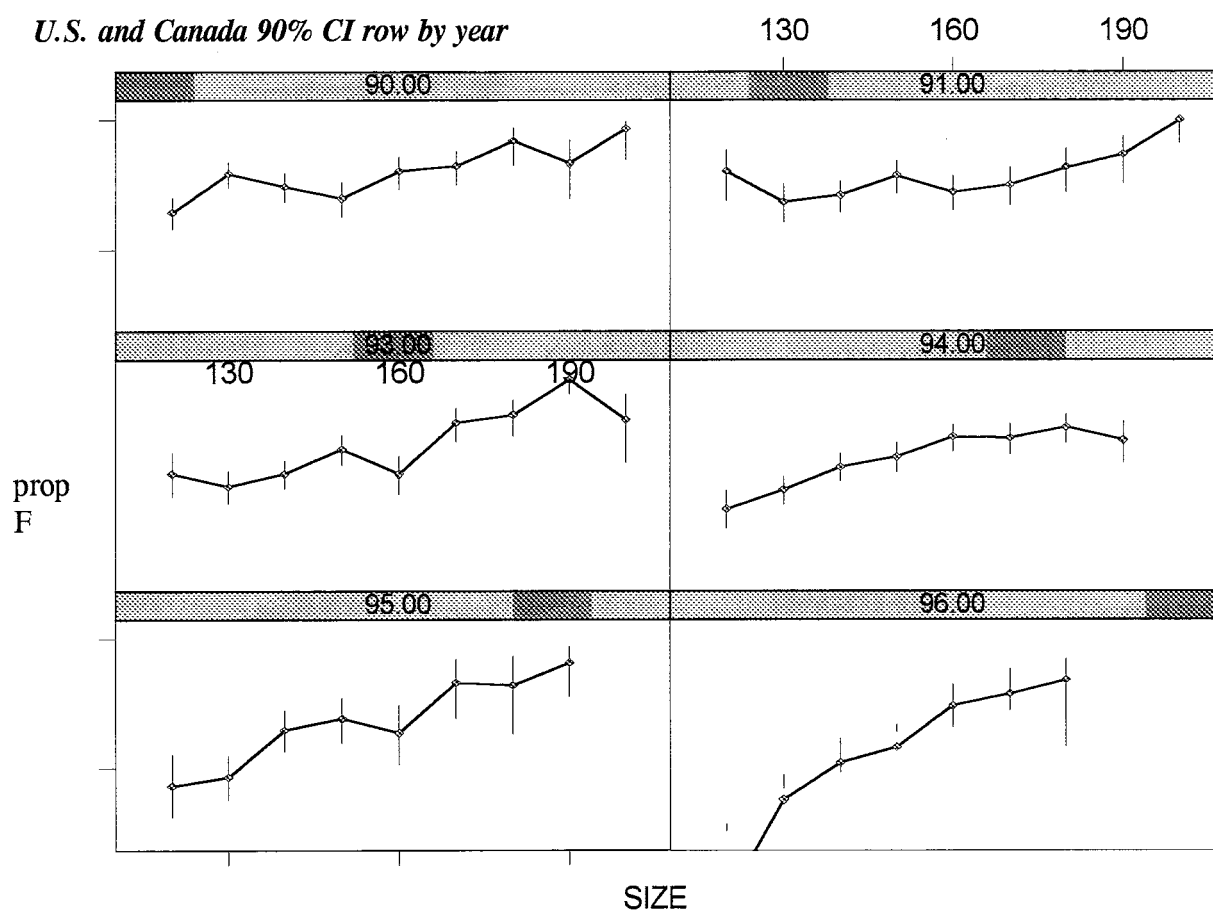


Fig. 3. Continued.

U.S. and Canada 90% CI row by year



U.S. and Venezuela 90% CI row by year, transition

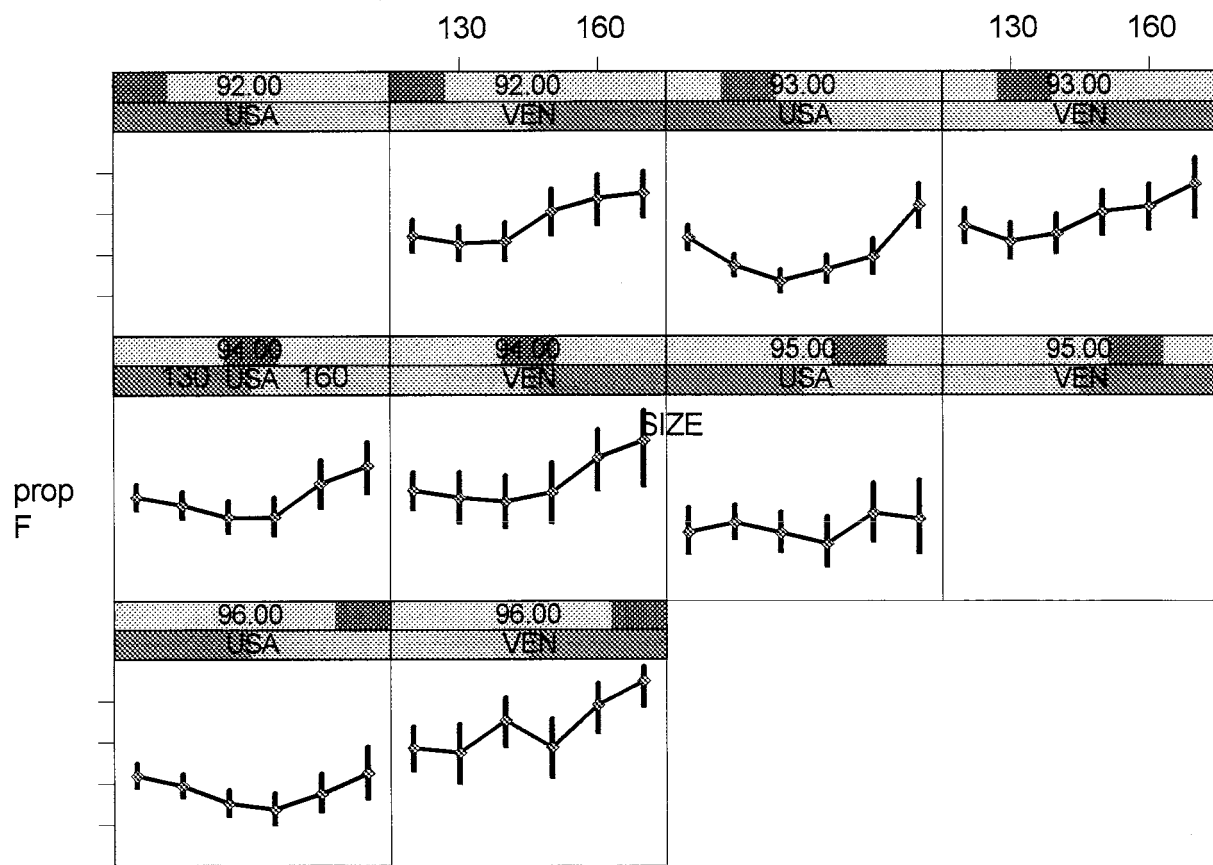


Fig. 3. Continued.

Canada-Japan and Spain, 90% CI row data - Feeding Region

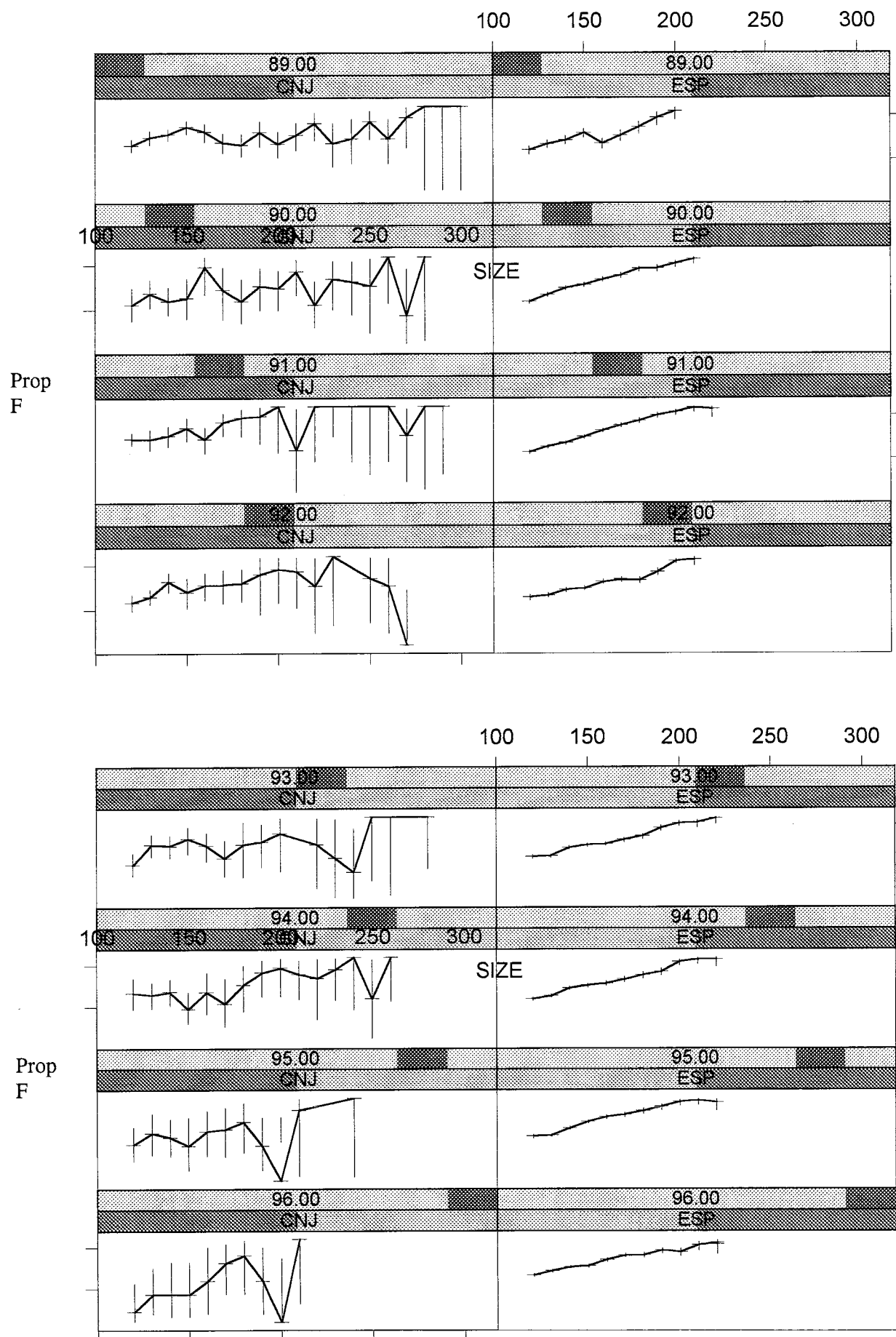
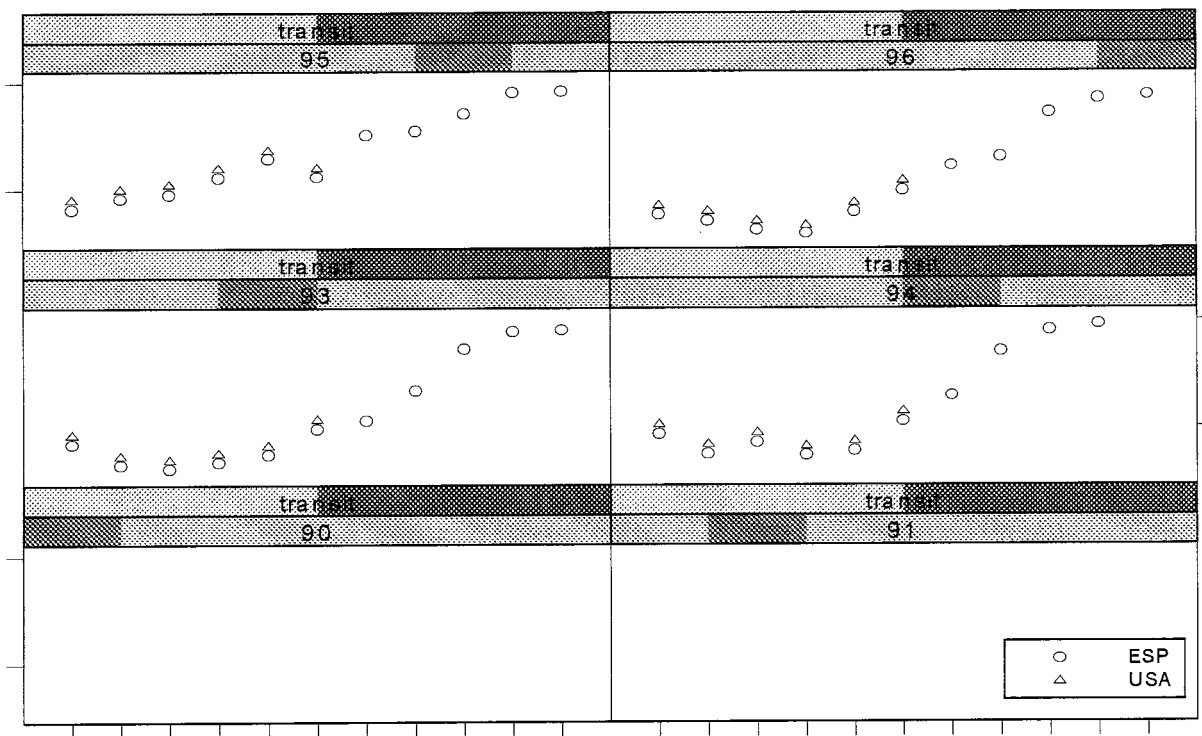


Fig. 3. Continued.

US Spain predicted SRS (GLM) by region and year longline



US Spain predicted SRS (GLM) by region and year longline

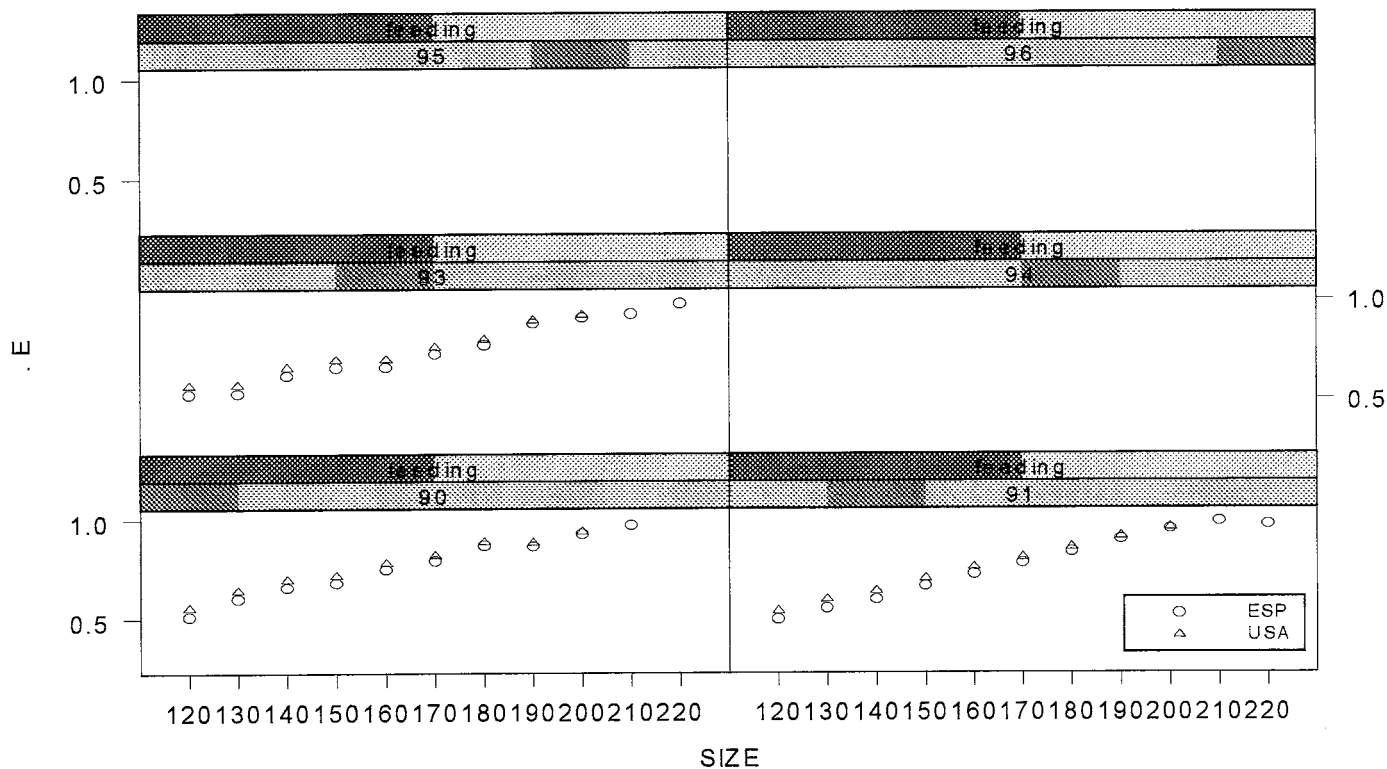


Fig. 4. United States and Spain GLM predicted sex ratio at size (proportion female) by biological region (feeding and transition) and year (see also Table 22, SCRS/98/31).

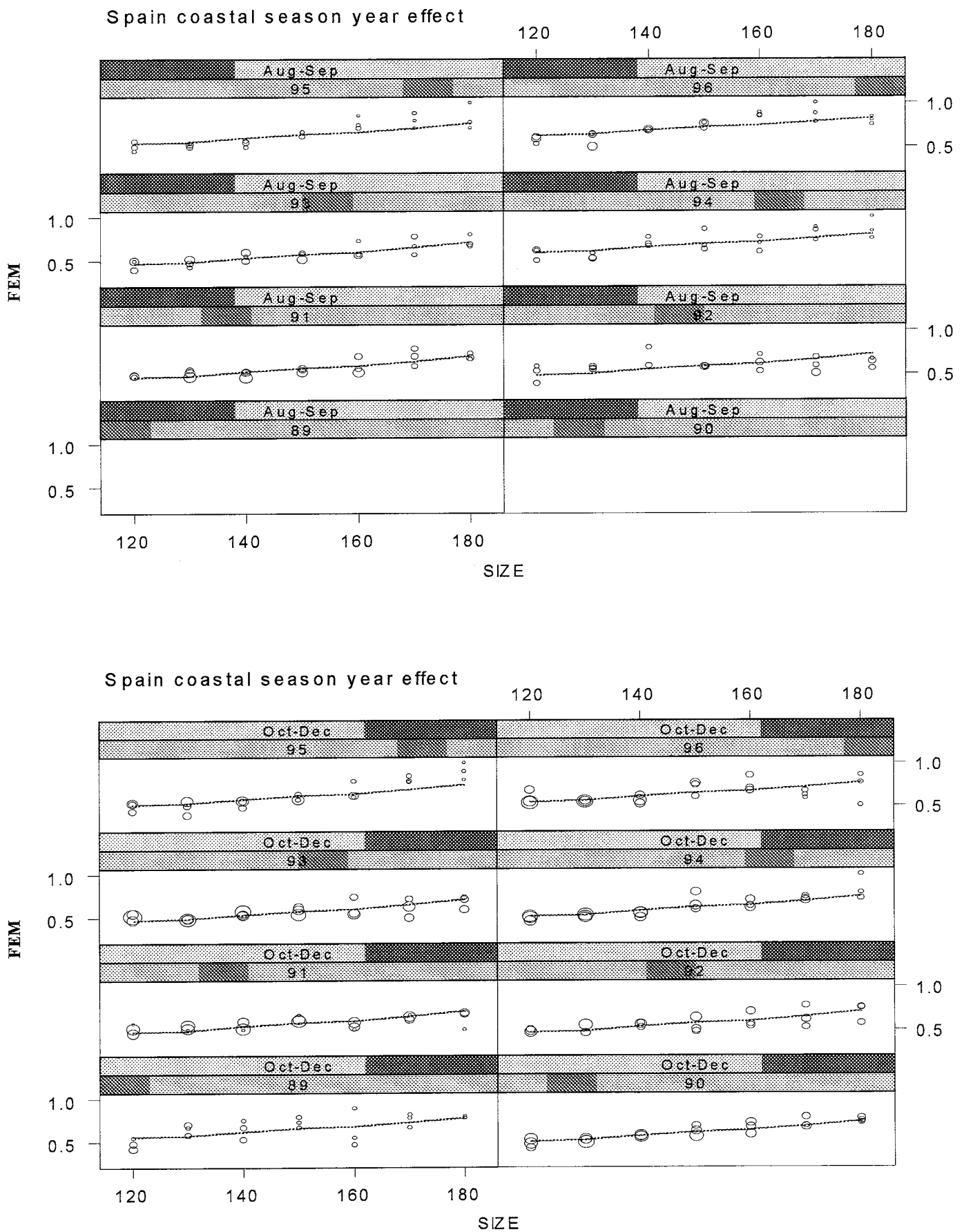


Fig. 5. Spanish coastal longline (3 small areas off Europe and N. Africa) mean observed (circles proportional to the number of fish sexed) and GLM predicted sex-ratio at size (proportion female) by season and year (see also Table 3).

Spain coastal season year effect

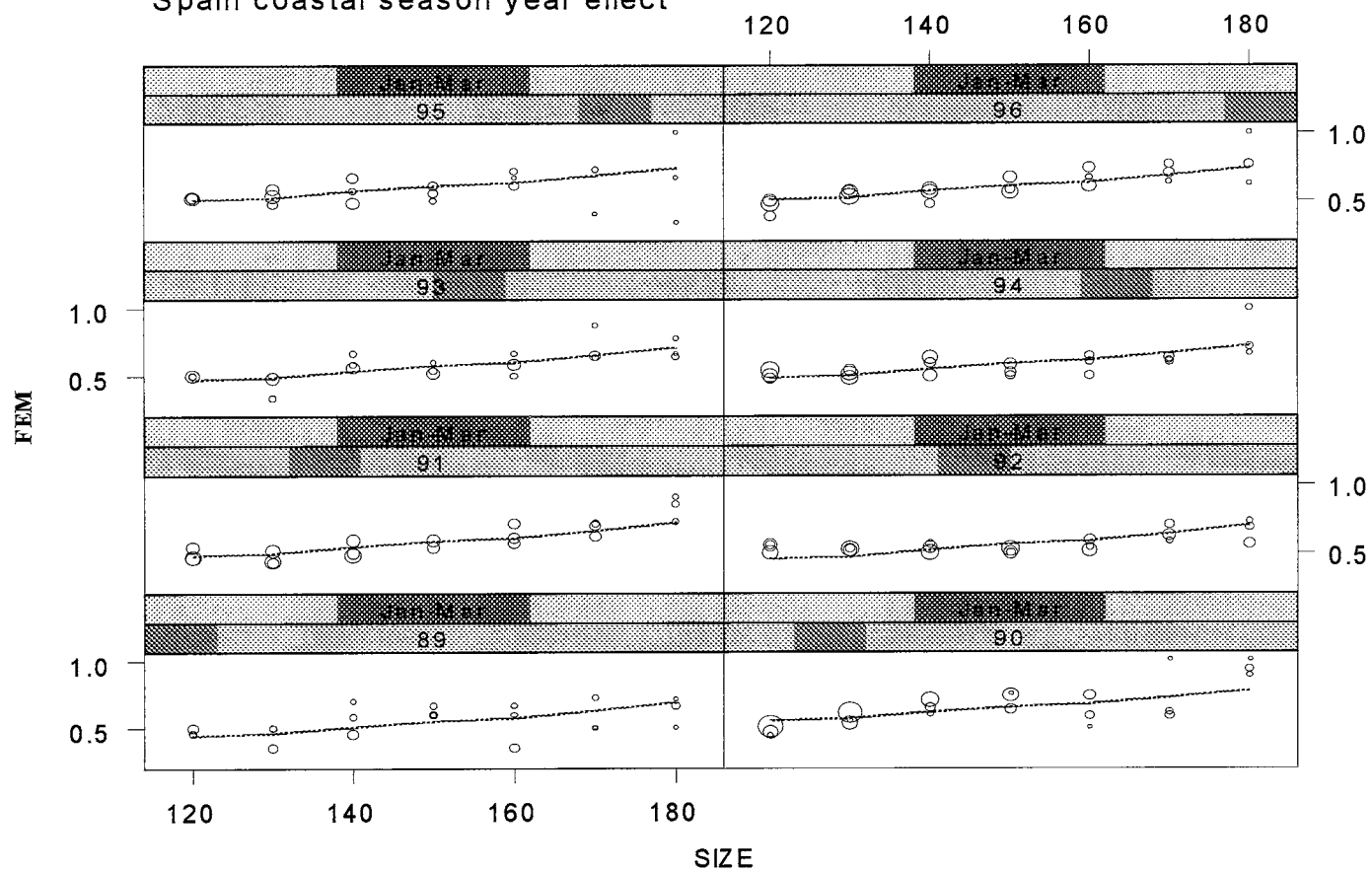


Fig. 5. Continued.

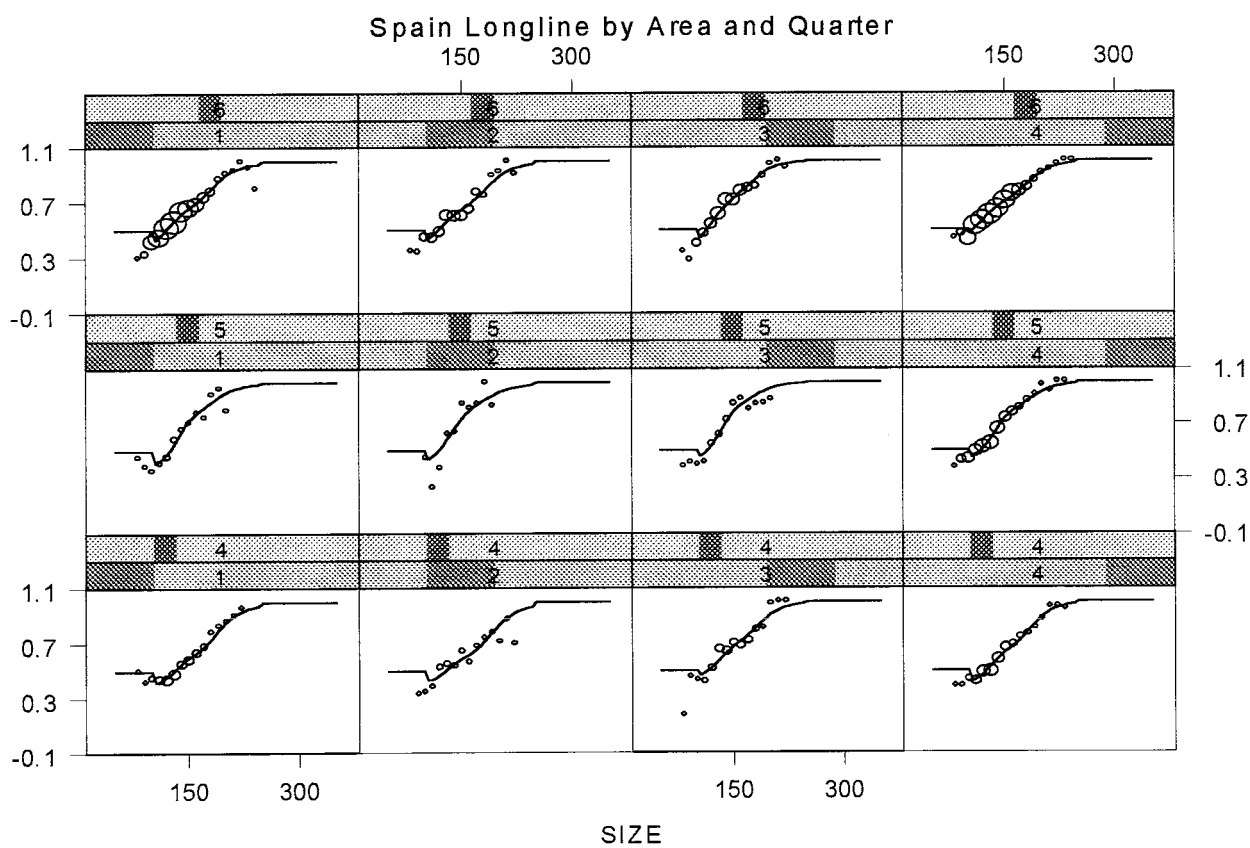
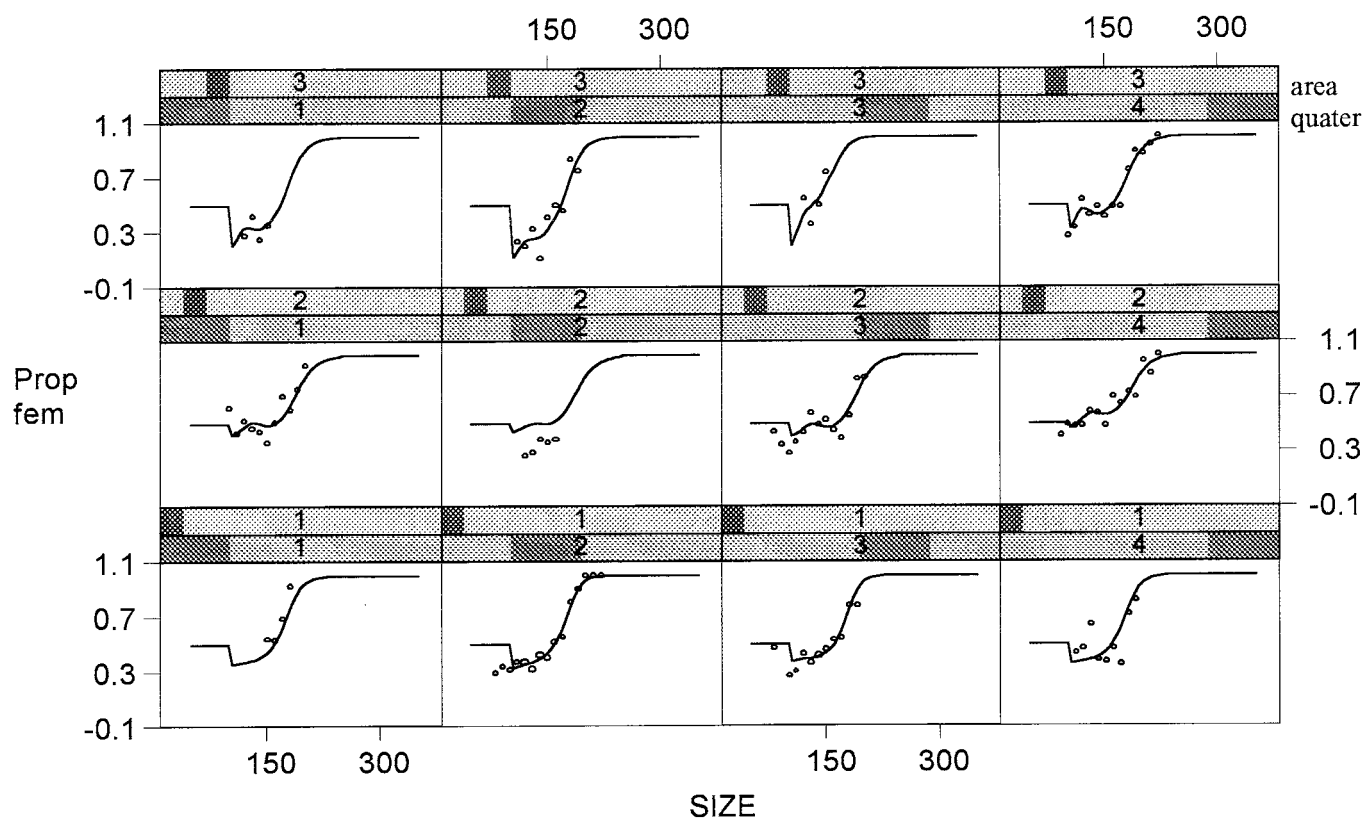


Fig. 6. Observed (open circles) and GAM estimated (lines) sex ratio at size (proportion female) for Spanish swordfish longline fishery by area and quarter (years aggregated).

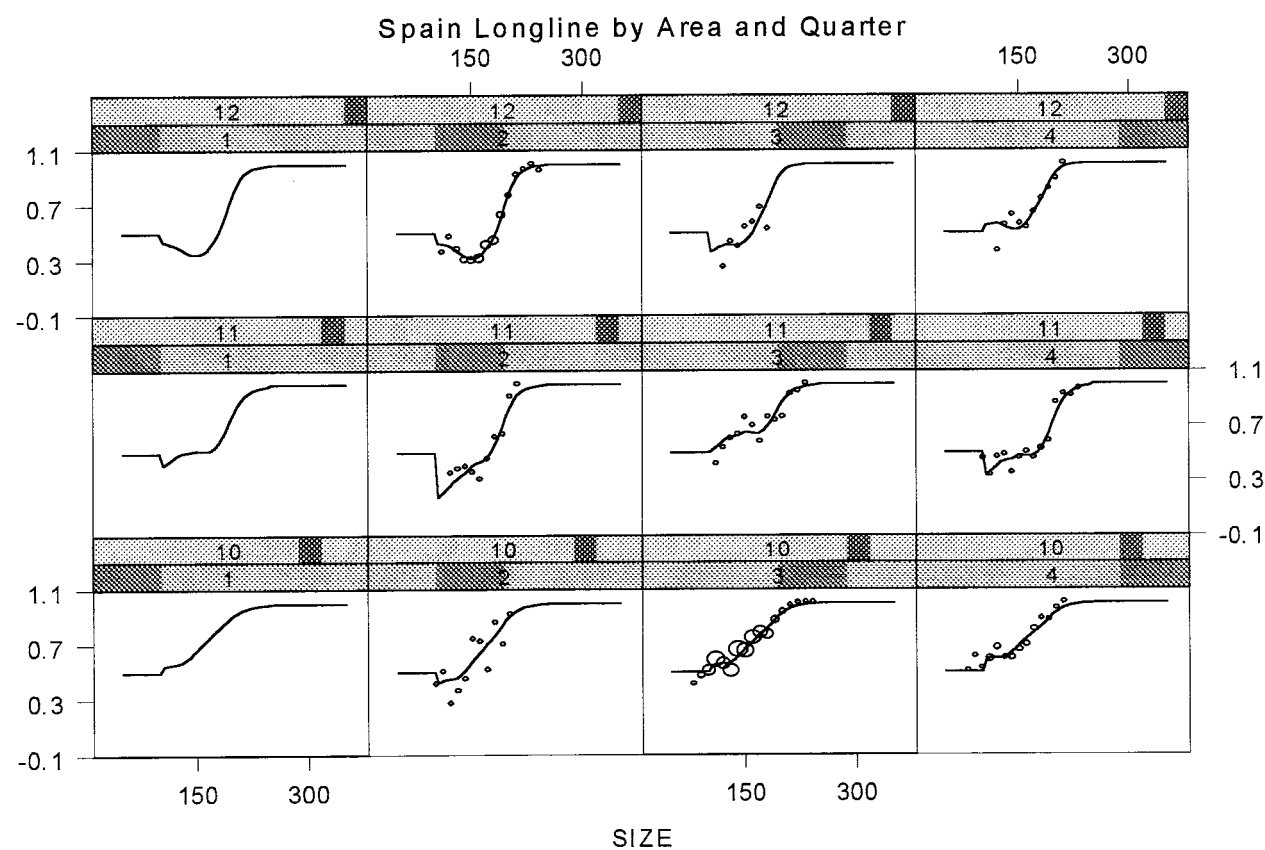
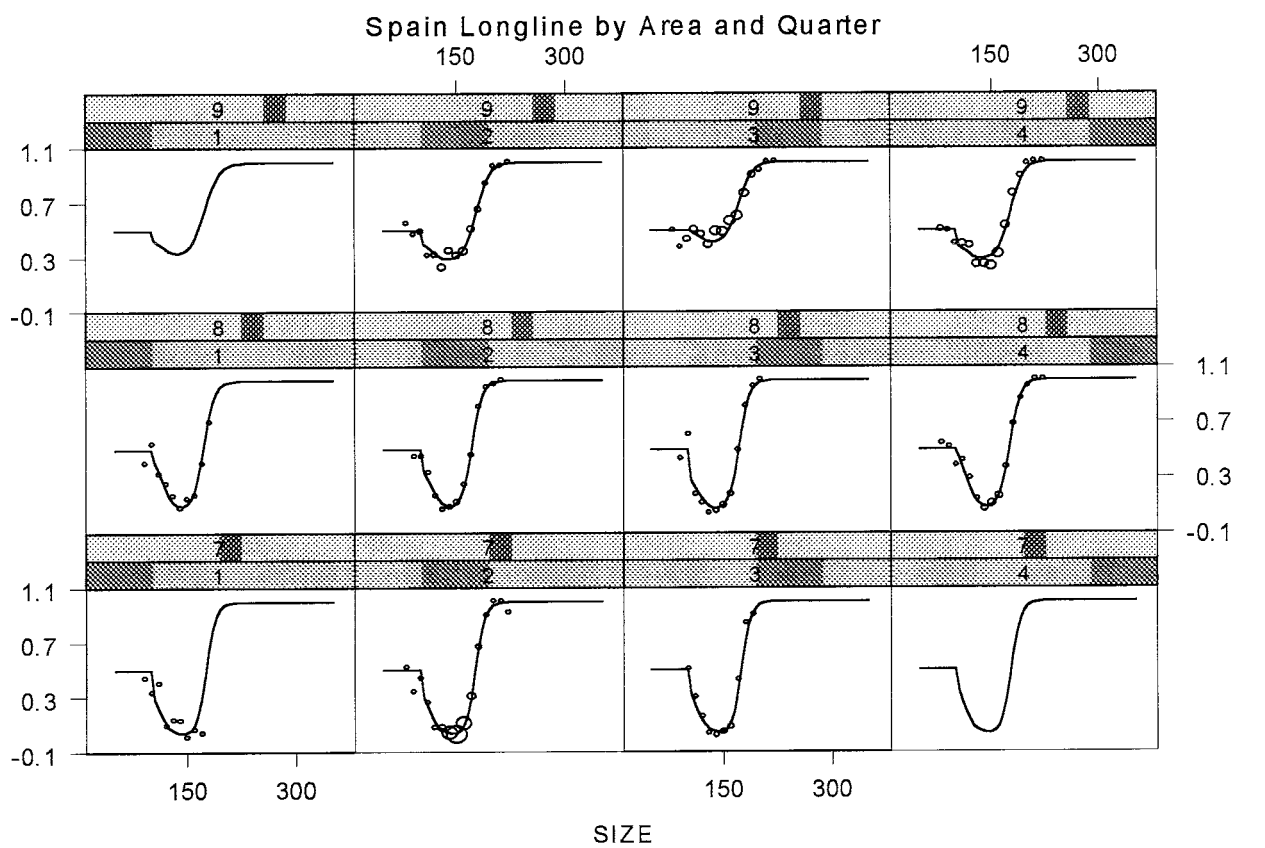


Fig. 6. Continued.

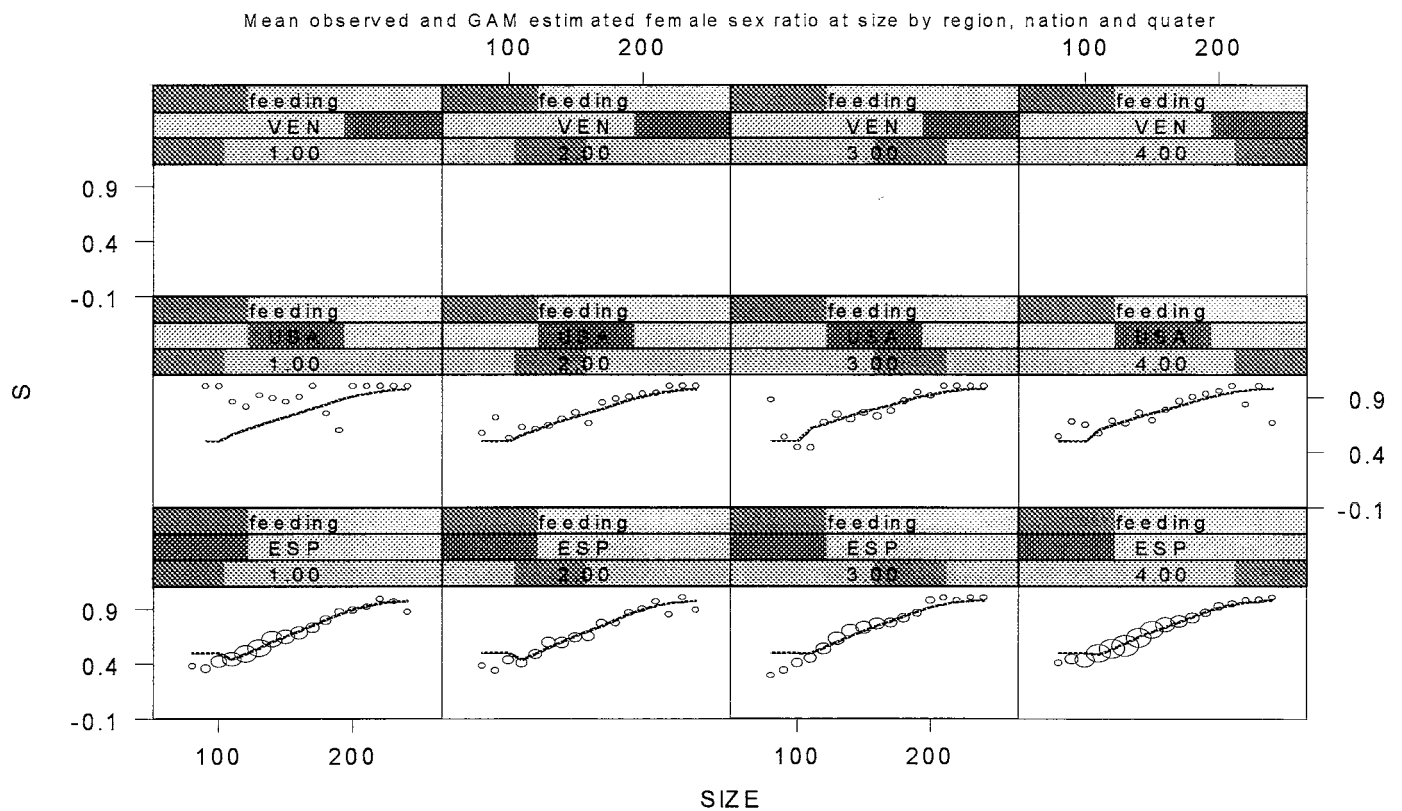
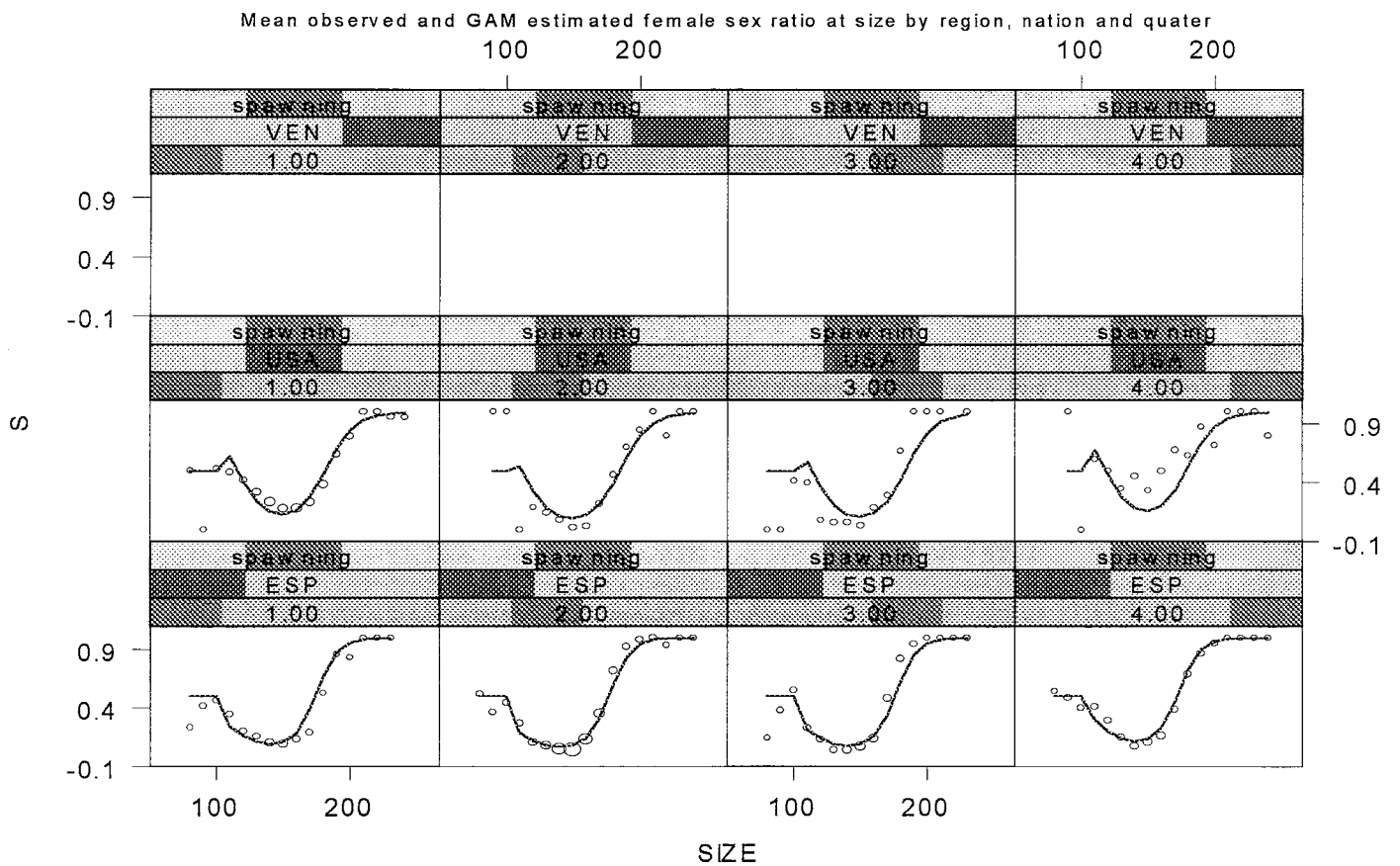


Figure 7. Mean observed (circles) and GAM estimated sex at size (proportion female) by biological region, fisheries and quarter.

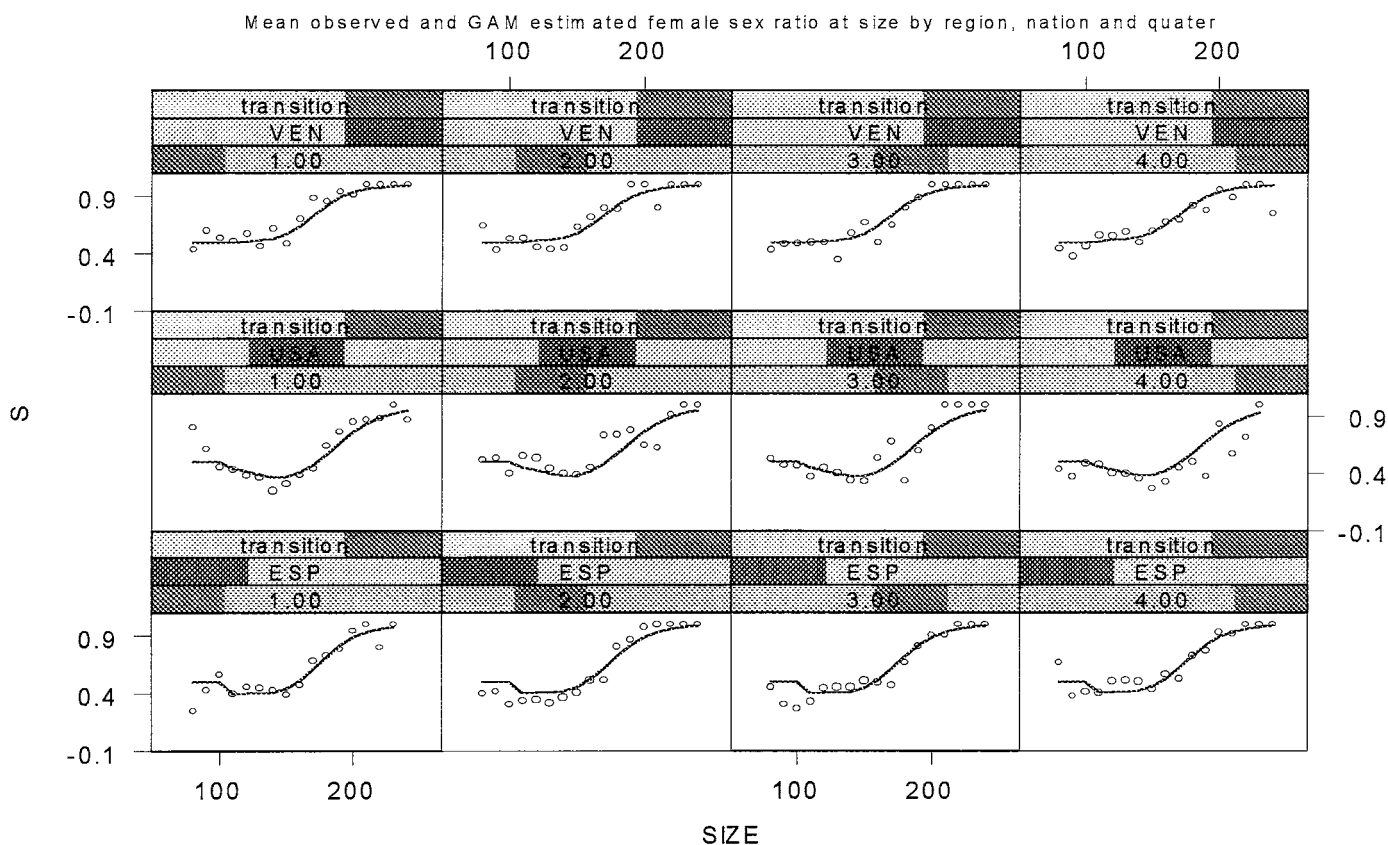


Fig. 7. Continued.

Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation

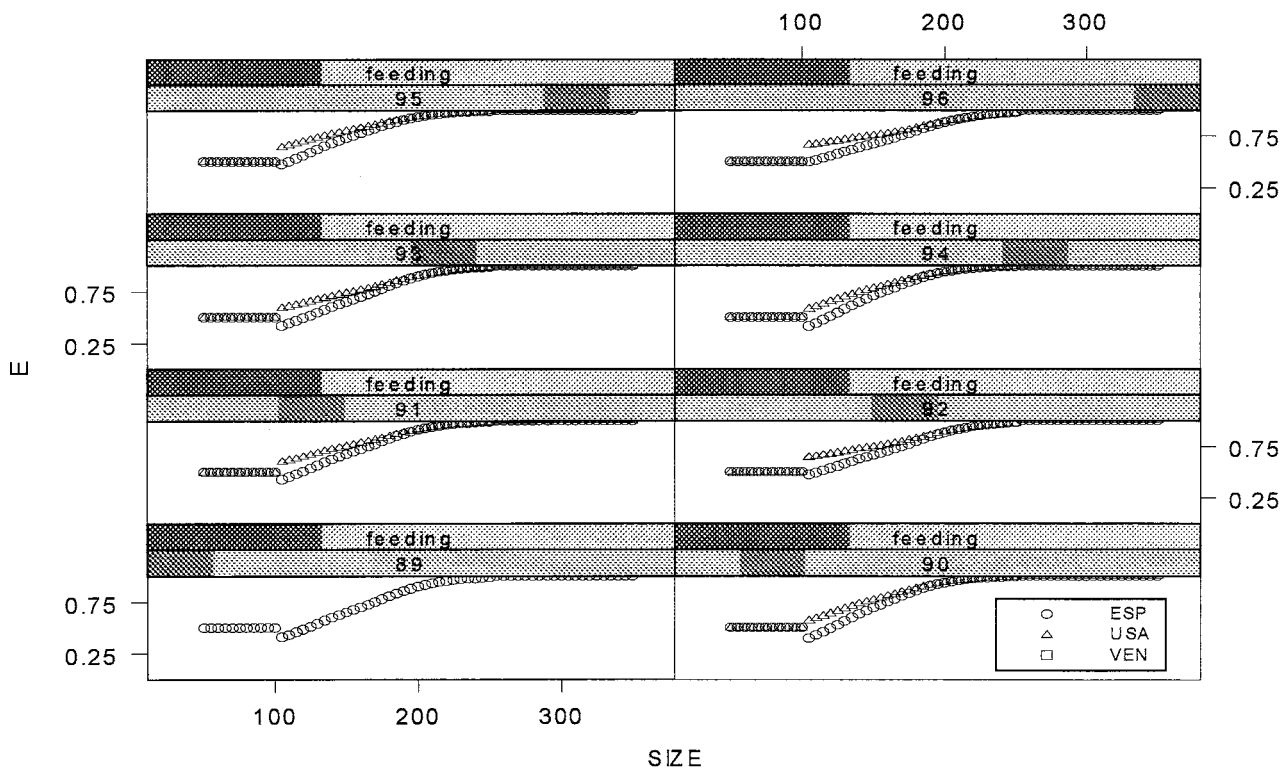
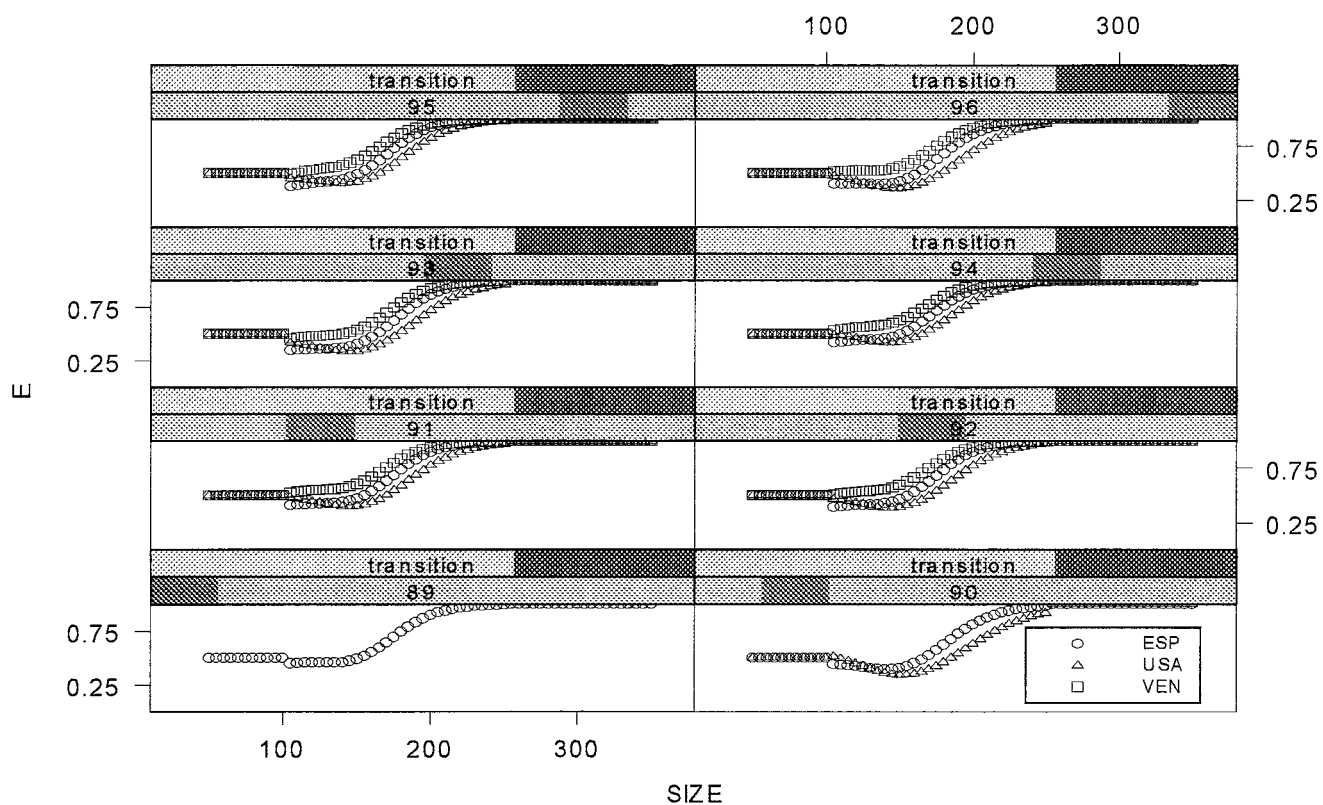


Fig. 8. Mean observed (circles) and GAM estimated sex ratio at size (proportion female) by year, biological region and fisheries.

Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation



Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation

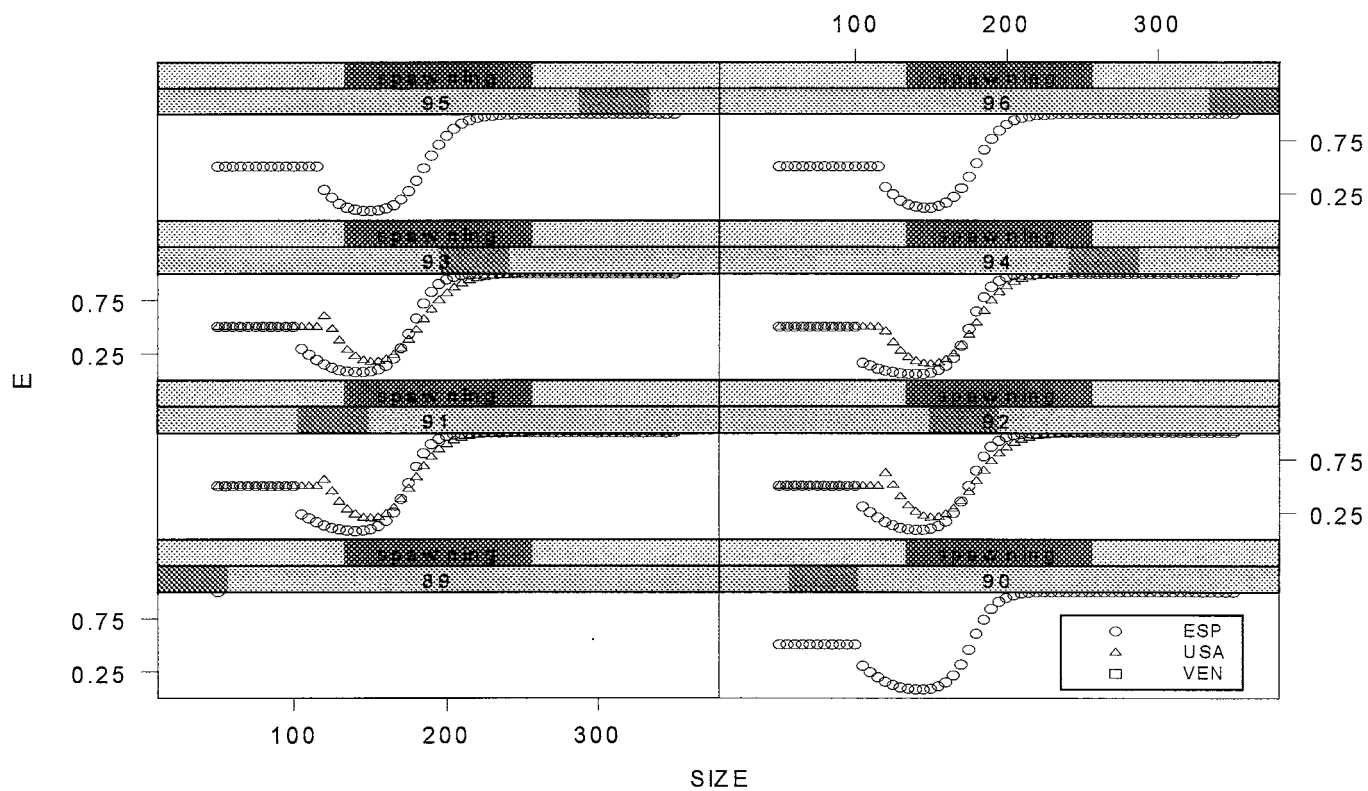


Fig. 8. Continued.

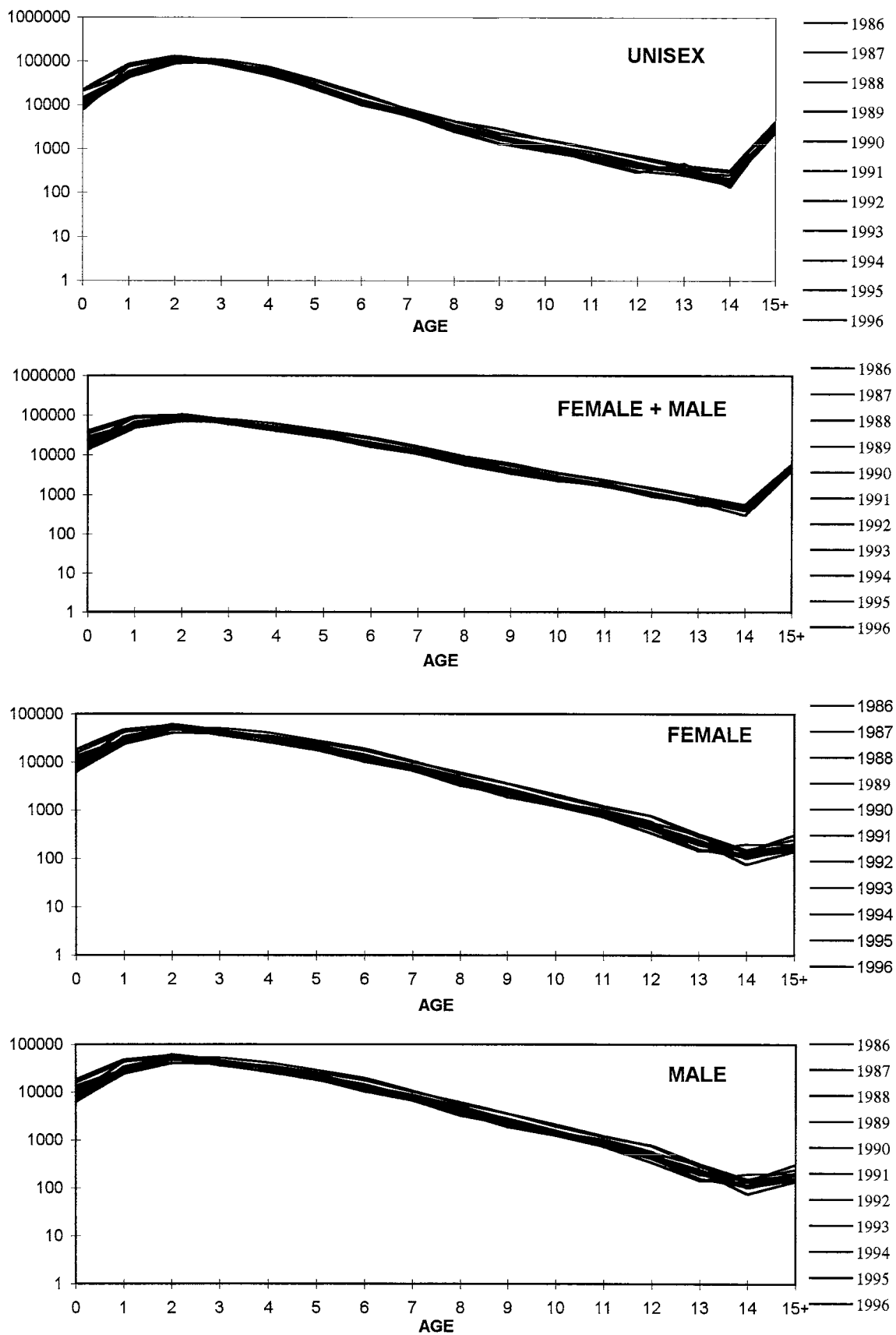


Fig. 9. Comparisons of catch at age among uni-sex aging, female and male combined after sex-specific aging and female and male.

**RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT
SUR L'ÉLABORATION DE MÉTHODES STANDARDISÉES
POUR ESTIMER LA PRISE PAR ÂGE PAR SEXE DE L'ESPADON**

Hamilton, Bermudes, 21-27 janvier 1998

SCRS/98/18

1. Ouverture de la réunion

Conformément à une décision prise par le SCRS en 1997, une réunion a eu lieu pour élaborer des méthodes standardisées permettant d'estimer la prise par âge par sexe de l'espadon. Cette réunion s'est tenue à l'Hôtel Princess, à Hamilton, à l'invitation du gouvernement des Bermudes. Les débats ont été ouverts par M. J.I. Pearman, Ministre de l'Environnement. M. Pearman a souhaité la bienvenue aux participants, en signalant que son gouvernement s'intéressait vivement aux travaux de cette réunion, du fait qu'il était très préoccupé par la conservation des ressources marines et de l'environnement naturel, et leur a exprimé ses meilleurs vœux de succès.

Les participants se sont présentés. Ils comprenaient le Président du SCRS, des scientifiques du Canada, d'Espagne, des Etats-Unis, du Japon, du Royaume-Uni (Bermudes), et des membres du personnel du Secrétariat de l'ICCAT. Les participants ont dit regretter que des scientifiques d'autre pays qui pêchent l'espadon de façon significative n'aient pas pu assister. La Liste des participants figure en **Appendice 2**.

2. Adoption de l'Ordre du jour et organisation de la réunion

L'Ordre du jour provisoire qui avait été diffusé a été adopté avec quelques modifications. Il figure ci-joint en **Appendice 1**. L'anglais a été retenu comme langue de travail de la réunion. Le rapport a donc été rédigé en anglais, étant bien entendu qu'il serait pas la suite traduit en espagnol et en français par le Secrétariat de l'ICCAT. La Liste des documents présentés à la réunion figure ci-joint en **Appendice 3**.

3. Désignation du Président

Le Dr J.M. Porter (Canada), Rapporteur du Groupe d'espèce sur l'Espadon, a été chargée à l'unanimité de diriger les sessions.

4. Examen des objectifs et antécédents de la réunion

4.1 Objectifs

Le but de cette réunion était d'arriver à un accord sur des méthodes standardisées permettant d'estimer la capture par taille/âge par sexe de l'espadon, afin de pouvoir mener une VPA spécifique du sexe à la prochaine évaluation des stocks de l'espèce, en 1999, la formulation des méthodes de calcul de la prise par âge spécifique du sexe de l'espadon devant être définitive à la fin de la réunion.

4.2 Antécédents

Lors de la Session de 1996 d'évaluation des stocks d'espadon (*Halifax, N.S., Canada, octobre 1996*), les scientifiques s'étaient inquiétés des différences observées entre le Canada, l'Espagne, les Etats-Unis et l'ICCAT en ce qui concerne : 1) le calcul des estimations du sex-ratio par taille ; et/ou 2) l'application de ces estimations au calcul de la prise par taille. Les scientifiques faisaient aussi remarquer que les approches différaient

suffisamment pour que l'adoption de l'une quelconque d'entre elles à toutes les pêcheries puisse entraîner des divergences importantes dans la prise par âge par sexe. Le Canada et les Etats-Unis ont des échantillons de petite taille dans de nombreuses strates année, zone et saison, et utilisent des méthodes analytiques pour estimer la proportion de femelles à une taille donnée ; ainsi, les chercheurs de ces pays utilisent des approches de type régression pour lisser les données et calculent aussi le sex-ratio par taille pour d'amples secteurs. L'Espagne dispose d'échantillons volumineux, et calcule la proportion observée de femelles dans ses échantillons dans de nombreux secteurs généralement réduits dans tout l'Atlantique Nord-Est et dans l'Atlantique Sud. L'Espagne et le Canada disposent d'échantillons regroupés sur plusieurs années, tandis que les Etats-Unis calculent la proportion annuelle de femelles à une taille donnée, mais pour de nombreuses strates année-zone l'information doit être substituée. Par ailleurs, les trois pays différaient quant à leurs postulats concernant la proportion de femelles de petite et de grande taille.

Le groupe a recommandé la création d'un projet international pour analyser la méthodologie utilisée antérieurement, puis pour élaborer des approches standardisées pour traiter le sex-ratio par taille de l'espadon et pour développer la prise par taille par sexe. Il faudrait au moins étudier : 1) la stratification par zone, année, saison et/ou engin ; 2) l'utilisation d'estimations observées ou lissées du sex-ratio par taille, en particulier du fait de l'ample gamme de magnitudes des échantillons disponibles ; 3) le degré de divergence entre diverses strates temps, zone et pêcherie pour évaluer la fiabilité des substitutions entre strates ; et 4) des méthodes associées pour le calcul de la prise par taille par sexe. Il a été recommandé que des chercheurs de tous les pays qui ont une pêche significative d'espadon, et de tous les pays qui disposent d'informations sur le sex-ratio par taille de l'espadon, fassent partie de ce groupe de travail. Les Etats-Unis (D^r S.C. Turner) ont été chargés de la prise de contacts et de la coordination des activités du groupe de travail.

5. Rapport sur le travail par correspondance

Avant la réunion de 1997 du SCRS, toutes les données sur le sex-ratio par taille de l'espadon dans l'Atlantique avaient été rassemblées par le Coordinateur du Groupe de travail, le D^r S. Turner, et un premier tri avait été fait.

Le Groupe d'espèce sur l'Espadon s'est réuni à plusieurs reprises pendant la réunion de 1997 du SCRS. Le document SCRS/98/32 décrit et examine, au moyen d'analyses comparatives fondées sur les données nominales de CPUE par sexe et par zone, les modes du sex-ratio par taille (SRS) en relation avec la biologie et le comportement de l'espadon. Ces analyses ont amené le groupe à considérer trois types de modes dans l'Atlantique : trophique, reproducteur et transitoire. Ces modes sont bien décrits et illustrés dans le document SCRS/98/32. La **Figure 1** indique les strates géographiques (ci-après dénommées "régions biologiques") dans lesquelles on jugeait que le SRS correspondait à ces modes. Egalement lors des sessions du SCRS, le groupe a révisé les données de sex-ratio, et en a corrigé les erreurs. Des comparaisons ont été faites, et les régions ont été définies de nouveau en fonction de données plus complètes et actuelles, et des cartes de la distribution des observations du SRS ont été dressées (**Figure 2**). A la fin de la réunion, les données de sex-ratio étaient prêtes à être analysées comparativement pour examiner les problèmes de stratification de la prise par taille par sexe de l'espadon dans l'Atlantique.

Entre les sessions de 1997 du SCRS et la réunion des Bermudes, un nombre considérables d'analyses ont été effectuées ; elles sont récapitulées dans le document SCRS/98/31.

Les documents SCRS/98/31 et SCRS/98/32 font également état des recherches menées depuis les sessions de 1997 du Comité scientifique.

Le document SCRS/98/32 examine la modélisation, y compris l'utilisation de modèles linéaires généralisés (GLM) et de modèles additifs généralisés (GAM), et les approches de la préparation de graphiques pour examiner les données et prendre des décisions sur les regroupements et substitutions de données. Il examine aussi un jeu spécifique de données espagnoles pour étudier en détail les effets saisonniers, et révèle des modes saisonniers clairs. Ce document signale que la capacité de détecter des caractéristiques importantes dans les données est limitée par le nombre d'observations disponibles. Ceci affecte la façon dont les données sont stratifiées, ainsi que le mode de prélèvement des échantillons à l'avenir. Ce document recommande, si l'on

réduit les efforts de collecte de données, qu'un recueil périodique intensif soit effectué pour fournir suffisamment d'observations pour une comparaison détaillée par le Comité scientifique.

Le document SCRS/98/31 fait état d'un certain nombre de comparaisons statistiques entre diverses strates année-nation-région pour tenter de déterminer celles qui pourraient être combinées pour calculer le SCRS agrégatif. Des différences statistiques sont observées dans la plupart des cas, et les auteurs suggèrent de calculer le SRS par strates aussi fines que possible.

6. Strates pour estimer le sex-ratio par taille

6.1 Antécédents

Le document SCRS/97/32, de Mejuto *et al.*, fait un examen exhaustif des études qui cherchent à expliquer les variations du SRS dans l'espace et dans le temps. Dans le cas de situations complexes, la pensée générale du groupe peut être divisée grossièrement en deux tendances : A) la variabilité annuelle du SRS dans chaque strate saison-zone géographique est supposée être aléatoire, avec une tendance négligeable à long terme et peu de variabilité entre strates en fonction du SRS. Ici, les strates saison et zone géographique sont interprétées comme des unités significatives qui reflètent de façon adéquate les modes du comportement de l'espadon, par exemple en ce qui concerne les modes migratoires et la distribution saisonnière des flottilles ; B) outre la variabilité saisonnière qui est associée au comportement de l'espadon et à la distribution de la flottille, il existe peut-être des changements annuels du SRS dus, par exemple, à une mortalité différentielle selon le sexe et la taille.

L'examen de Mejuto *et al.* (document SCRS/98/32) mentionne les trois postulats suivants comme étayant le point A ci-dessus : 1) dans toute strate zone-saison donnée, la différence fondamentale de la proportion des femelles selon la taille est due à une croissance différentielle selon le sexe ; 2) le taux de croissance spécifique du sexe est supposé être invariable dans le temps ; et 3) la variabilité à échelle fine (saison/zone) du SRS est surtout dû à la disponibilité différentielle par taille-sexe causée par des modes migratoires différenciés qui sont relativement stables d'une année sur l'autre. Ceux qui proposent l'option B ci-dessus pourraient également s'appuyer sur ces mêmes trois postulats, mais supposeraient en même temps que le SRS est affecté dans le temps par les modifications annuelles du taux global de mortalité, ainsi que par la sélectivité du poisson selon la taille.

Comme il est expliqué ci-dessus dans les grandes lignes, les deux thèses (A et B) ne diffèrent pas beaucoup quant à leurs fondements théoriques. En fait, on pourrait considérer A comme un cas spécial de B. Le principal élément qui pourrait donc amener un scientifiques à retenir une thèse plutôt que l'autre est plutôt d'ordre pratique : il s'agit de la capacité d'élaborer des estimations robustes du SRS pour des strates aussi fines que possible, en fonction des données disponibles, sans permettre que le "bruit" des données conditionne les résultats.

A ce stade, il ne semble pas que le groupe ait mis au point tous les détails nécessaires pour poser la question du volume d'échantillons nécessaires pour suivre l'une quelconque de ces approches. Il est évident, toutefois, que la détection des variations annuelles réelles du SRS exigera plus de données que le postulat d'une stabilité à long terme. Par ailleurs, on ignore si le fait de ne pas tenir compte de la variabilité inter-annuelle du SRS pourrait éventuellement cacher des modifications importantes dans le temps des paramètres vitaux de la population au point de biaiser les avis de gestion.

Ne disposant pas de tous les moyens nécessaires pour aborder ces importantes questions, le groupe a préféré effectuer des analyses du SRS qui, menées au mieux de ses capacités au moyen des données disponibles, donnera les deux types de jeux de données (à savoir, avec et sans variation inter-annuelle). L'idée est de filtrer les jeux de données obtenus jusqu'à l'évaluation par VPA, de façon à mieux appréhender les implications du fait de retenir l'une ou l'autre de ces approches. De façon idéale, les analyses devraient être groupées (par exemple zone+saison contre zone+saison+année). Malheureusement, les limitations des données sont telles que, pour augmenter la taille des échantillons, il faut définir la "zone" en unités plus grandes pour l'analyse des

variations annuelles. Dans l'état actuel des choses, le groupe n'est pas en mesure pour le moment d'effectuer une comparaison vraiment adéquate des deux approches.

Les deux approches peuvent être contrastées en tant que : 1) moyenne pluriannuelle par strates géographiques fines; et 2) moyenne annuelle par grandes strates géographiques. On pense qu'elles ont des implications différentes pour l'échantillonnage futur. L'une des interprétations est que, si le SRS par zones fines est essentiellement constant d'une année sur l'autre, un échantillonnage intensif ne serait nécessaire que de façon périodique pour déterminer si les modes ont changé : cette structure d'échantillonnage suppose que, si des déplacements se produisent, ils le feront de façon suffisamment lente pour ne pas exiger un échantillonnage annuel. Si les effets année sont importants, ou si un mode de base pluriannuel subit des modifications rapides, il faudra alors un échantillonnage annuel. Outre leur incidence sur la prise par taille, ces différentes approches vont impacter les calculs du taux de capture par sexe, du fait que l'on utilisera la même stratification pour la prise par taille selon le sexe et pour la CPUE spécifique du sexe.

6.2 Vue de synthèse

Après un tri exhaustif des données, il a été établi que l'on connaissait le sexe de 128.302 espadons (document SCRS/98/31 et **Tableau 1**), dont 75 % d'Espagne. Il s'agit sans aucun doute des données les plus exhaustives spécifiques du sexe pour un poisson de l'Atlantique.

En utilisant les données élaborées par le SCRS en 1997, le groupe a noté que les volumineuses données espagnoles comparaient normalement suffisamment d'observations pour permettre l'analyse détaillée à échelle très fine, par exemple par zone réduite, année et trimestre. Toutefois, même pour ce jeu de données il existait des strates pour lesquelles on ne disposait pas d'un nombre suffisant d'observations sur le sexe du poisson pour estimer de façon adéquate le sex-ratio par taille (SRS) en strates aussi fines ; la situation est plus grave pour les jeux moins volumineux de données des Etats-Unis, du Venezuela, du Canada et du Japon. Un examen approfondi des données a été fait pour tenter d'identifier les strates susceptibles d'être regroupées ; les données espagnoles ont fréquemment servi pour l'examen statistique détaillé, du fait de la grande taille des échantillons et de leur ample couverture géographique et temporelle (**Tableau 1**).

Les graphiques du SRS observé par nation et par région biologique avaient des intervalles de confiance très amples pour quelques strates, en particulier pour celles dont les échantillons étaient faibles (par exemple, moins de 300 poissons de 120 à 200 cm par région biologique, nation et année, **Tableau 1**) ; et de très petits intervalles de confiance pour les strates avec des échantillons volumineux, comme dans le cas de nombreuses données espagnoles (**Figure 3**).

Les analyses par GLM indiquent fréquemment des différences significatives de nature statistique entre les pays, saisons et/ou années, ainsi que leurs interactions avec la taille (outre les différences attendues entre strates géographiques) (document SCRS/98/32 et **Tableaux 2 et 3**). Dans de nombreux cas, les graphiques des prédictions du SRS (proportion des femelles) à une taille donnée montraient une grande similarité entre les pays et/ou années, et dans des cas moins nombreux des différences d'environ 10 à 20 % selon la classe de taille (**Figures 4 et 5**).

Le groupe a tenu des délibérations prolongées sur la façon d'interpréter ces résultats, notamment en ce qui concerne l'importance des différences entre années.

Dans de nombreux cas, les effets géographiques ou saisonniers + géographiques (avec strates géographiques fines) constituaient une fraction plus importante de la déviation totale que l'effet année (document SCRS/98/32 et **Tableau 2**). Ce résultat a été interprété comme étayant l'argument que le mode du SCRS découlait avant tout du dimorphisme sexuel de la croissance et de modes de déplacement constants d'une année sur l'autre, comme il est noté au point 6.1. Toutefois, d'autres ont fait remarquer que : 1) les modèles à régions biologiques (grandes zones) et les modèles à zones fines présentaient une proportion similaire de déviation totale (**Tableau 2**) ; et 2) dans l'analyse de données espagnoles à forte concentration dans un secteur limité (composé de parties de trois zones fines) à proximité du Détroit de Gibraltar, les effets année expliquaient en grande partie la déviation mise en évidence par le modèle (**Tableau 3, Figure 5**).

6.3 Résultats spécifiques

Le document SCRS/98/33 examinait les modes du SRS observés par les chercheurs japonais dans le Pacifique depuis les années 1970. L'accent était mis sur les SRS observés dans les zones de frai et sur leur tendance dans le temps.

Ayant observé que le document SCRS/98/31 indiquait qu'il y avait des différences statistiques entre de nombreuses strates selon l'année, la nation et la région, le groupe a décidé d'étudier les données observées avec des intervalles de confiance de 90 % (calculés comme le recommande le document SCRS/98/32) afin de saisir une information sur ce qui cause ces différences statistiques (**Figure 3**).

Le groupe a noté que le mode attendu dans les régions biologiques (trophiques, de reproduction et transitoires) étaient normalement reflétés dans les données décomposées par nation, année et région (voir par exemple la **Figure 4**). Toutefois, nombre de ces mêmes données espagnoles ont servi à élaborer ces strates (document SCRS/97/32), tandis que l'on ne disposait que de très peu de données pour l'Atlantique Ouest pour cette première définition (données limitées aux alentours des années 1990-1994). Il convient de noter aussi que les données vénézuéliennes de SRS ont été transférées de la catégorie frai (il provenait généralement d'une zone de ponte) à la catégorie transitoire du fait de la forme du SRS observée par le Groupe d'espèce sur l'Espadon à la réunion de 1997 du SCRS. Ce reclassement obéissait probablement au manque d'information géographique à échelle fine (latitude et longitude) pour les données vénézuéliennes de SRS, et à une définition trop vague de la zone de frai dans l'Atlantique Nord-Ouest. Les participants ont également noté que les modes régionaux étaient reflétés dans les petits secteurs qui formaient ces régions biologiques.

Le groupe a observé, par ailleurs, que les modes généralement associés aux régions biologiques se répétaient d'année en année. Toutefois, il n'a pas encore résolu le débat sur l'importance des différences de ces modes d'une année sur l'autre.

6.4 Méthode d'estimation de la prise par taille par sexe

6.4.1 Prédications SRS :

Le groupe a estimé le SRS (proportion de femelles) par strate au moyen du modèle additif généralisé (GAM), qui est utile pour ajuster les courbes aux données au moyen d'une règle de lissage avec trois à cinq paramètres. Les ajustements ont été effectués avec des données regroupées par intervalles de 10 cm : les prédictions du SRS ont été calculées tous les 5 cm pour mieux correspondre à la prise par taille qui est en intervalles de 5 cm ou moins. Comme il est mentionné ci-dessus, on a calculé deux jeux de proportions estimées : l'un avec années regroupées (et les données espagnoles ventilées par zone fine), et l'autre ventilé par année. Des estimations spécifiques par pays ont été calculées pour le Canada, l'Espagne, les Etats-Unis et le Venezuela, de façon à les appliquer à la prise par taille de chaque pays. Le SRS espagnol a été substitué pour tous les autres pays, sauf dans l'Atlantique Nord-Ouest, où la proportion estimée de femelles du Canada a servi pour les prises palangrières de haute mer ; les valeurs espagnoles du SRS utilisées dans les substitutions provenaient toutes de régions biologiques étendues.

On a estimé le SRS par pays pour les jeux de données avec années regroupées, comme pour les données ventilées par année. Dans chaque jeu de données, on a analysé séparément trois sous-groupes de données d'après les caractéristiques des pêcheries d'espadon. Le sous-groupe 1 comprenait uniquement l'Espagne, le grand nombre d'observations permettant une analyse à échelle plus fine, par exemple par année, par trimestre et par petits secteurs géographiques (**Figure 1**). Le sous-groupe 2, qui comprenait les Etats-Unis, et les observations vénézuéliennes et espagnoles, visait à permettre l'analyse de jeux plus maigres de données (Etats-Unis et Venezuela) et d'élaborer des SRS par grandes zones en vue de la substitution (Espagne) en utilisant d'amples régions biologiques. Le sous-groupe 3 était la pêche nationale canadienne.

Les observations étaient nombreuses pour la plupart des strates, à peu près de 100 à 200 cm, et souvent aussi des observations en-deçà et au-delà de cette gamme. Toutefois, il a été constaté que les observations étaient rares ou inexistantes pour les classes de taille les plus petites et les plus grandes dans nombre des strates ; ainsi,

il faudra des postulats concernant le SRS de ces tailles pour disposer de valeurs de SRS pour toutes les tailles dont on pense qu'elles sont représentées dans la prise par taille (50 à 350 cm). Il a été décidé en premier lieu d'utiliser les données des poissons de 120 à 240 cm pour les ajustements initiaux, et pour calculer ou compléter les valeurs du SCRS pour les petites et grandes tailles. On a étudié toute une variété de méthodes pour calculer les prévisions du SRS pour toute la gamme des tailles, afin d'adoucir la transition aux limites supérieure et inférieure, et faire en sorte de prédire des valeurs raisonnables. Ces recherches n'ont pas abouti, et il a été décidé de fixer les valeurs supérieures et inférieures du SRS. Pour les grandes tailles, on a observé que, dans presque tous les cas, le SRS était très proche de 1.0 (normalement 1.0 ou 0.99), et le SRS a donc été fixé à 1.0 pour les classes de taille de 150 cm et plus. Pour les classes de petite taille, on a supposé qu'à une petite taille donnée le SRS était 50:50. Toutefois, dans quelques secteurs/régions biologiques, en particulier celles qui sont associées au frai, on a observé que le SRS était assez faible (0.1-0.2) à 120 cm. Pour tenter d'obtenir des valeurs du SRS plus proches de 0.5 au plus faible intervalle de taille utilisé dans les ajustements, l'éventail des tailles utilisées pour l'ajustement a été étendu à 80-240 cm. Les valeurs estimées du SRS à 80 cm qui en découlaient étaient fortement variables, mais on a observé qu'à 105 cm la plupart se situaient de 0.4 à 0.6 : le SRS a donc été fixé à 0.5 de 50 à 100 cm pour toutes les strates. Il a été recommandé de mener des recherches additionnelles sur l'ajustement de la courbe et le calcul des prédictions du SRS aux limites inférieure et supérieure de la gamme des tailles.

Des valeurs de SRS regroupées par année ont été prédites selon un processus légèrement différent pour l'Espagne, par zone, d'après celles des Etats-Unis, du Venezuela et de l'Espagne par région biologique. Pour les données espagnoles "par zone", une première tentative a été faite d'ajuster les données en utilisant la Taille, la Zone et le Trimestre (et toute interaction significative). Toutefois, les résultats suggéraient un ajustement médiocre pour certaines zones. Par la suite, des modèles ont été ajustés séparément pour chaque zone en utilisant la Taille et le Trimestre (et le terme d'interaction) en tant que variables explicatives (**Figure 6**). On a ensuite examiné visuellement ces prédictions du modèle pour chaque strate Zone/Trimestre. Cet exercice suggérait des prédictions peu raisonnables (par exemple, une très forte proportion de femelles aux petites tailles) pour certaines strates, en particulier celles qui comportaient peu ou prou d'observations. Par conséquent, on a effectué un deuxième jeu d'ajustements des modèles séparément par zone en utilisant la Taille en tant que seule variable explicative (c'est-à-dire regroupée par Trimestre). Des décisions ont ensuite été prises en ce qui concerne les prédictions du modèle qu'il convenait de retenir (Taille*Trimestre ou Taille seulement) pour chaque strate, comme l'indique le **Tableau 4**. Il convient de noter que ces analyses ne comprenaient que des données avec intervalles de 10 cm contenant dans chaque strate Trimestre/Zone 10 poissons ou plus dont le sexe avait été déterminé. En outre, les données de la Zone 10 du premier trimestre ont été exclues du fait que leur incorporation produisait des résultats jugés aberrants.

La procédure de sélection et d'ajustement des données utilisée dans les analyses regroupées par année par région biologique pour les jeux de données canadiens, américains, vénézuéliens et espagnols différait de celle qui avait servi pour les analyses de l'Espagne par zone (paragraphe ci-dessus). Toutes les données ont été utilisées, y compris les observations des classes de 80 cm à 240 cm. Le nombre de poissons dont le sexe avait été déterminé par strate nation, région biologique et trimestre allait de 110 à 18.000 poissons. Pour le Venezuela, il n'y avait pas de données dans les régions de frai et trophiques. Les GAMs ont été ajustés séparément à chaque sous-jeu de région biologique, au lieu d'ajuster un seul modèle et d'inclure la région biologique en tant que facteur. Cette décision a été prise après avoir examiné les prédictions du modèle, en particulier pour les classes de taille les plus petites (de 80 à 110 cm) dans la région de frai. Le modèle qui comprenait la région biologique en tant que facteur n'a pas pu refléter la tendance décroissante caractéristique du SRS pour les classes de taille de 100 à 150 cm dans la région de frai. Le modèle utilisé pour chaque région biologique comprenait la nation, le trimestre et l'interaction taille*nation. La **Figure 7** illustre les SRSs prédites d'après l'ajustement des modèles séparément à chaque région.

Les prédictions du SRS formulées à partir des données canadiennes n'ont été estimées que pour une seule région biologique (trophique) sans stratification saisonnière, du fait que la pêche est concentrée dans une zone limitée pendant un nombre limité de mois.

Des procédures similaires ont servi à estimer le SRS d'après les données ventilées de l'Espagne, du Canada, du Venezuela et des Etats-Unis. Pour les données américaines, vénézuéliennes et espagnoles combinées, le SRS a tout d'abord été ajusté au moyen d'un modèle GAM dont les facteurs principaux étaient l'année, la région

biologique et le pays, avec les interactions taille*année et taille*région (qui étaient significatives du point de vue statistique) et la séparation de la taille (**Figure 8**). Comme escompté, il y avait des strates année, région biologique et nation sans observations, et le nombre total de poissons par strate dont le sexe avait été déterminé allait de 17 à 7.700. Pour les données nationales canadiennes, un modèle GLM avec la taille et l'année comme principaux facteurs, et avec une interaction taille*année, suggérait que l'année n'avait pas une incidence significative (Type III - Wald test $p > \text{carré Chi } 0.9888$). On n'a donc pas estimé les prédictions du SRS pour les années décomposées d'après les données nationales canadiennes.

Bien que des progrès considérables aient été faits à cette réunion, le groupe doit encore affiner les méthodologies utilisées pour calculer le SRS, ainsi que la façon de stratifier (regrouper/décomposer) les données. À l'issue de ses débats à la réunion d'octobre 1998, le Groupe d'espèce sur l'Espadon dressera des normes strictes pour le calcul du SRS. Un processus qui pourrait s'avérer utile est cité en **Appendice 4**.

Finalement, les résultats analytiques associés aux valeurs prédites du SRS ont été remis au Secrétariat pour référence ultérieure.

6.4.2 Prise par taille par sexe :

Le Secrétariat a présenté la prise par taille (sexe non déterminé) de l'espadon nord-atlantique, par pêcherie et par zones ICCAT actuelles d'échantillonnage. Cette procédure est décrite dans le document SCRS/98/9.

La prise par taille par sexe a été calculée pour chaque pêcherie à partir de cette prise par taille sans détermination de sexe. Le SRS a été calculé pour des strates géographiques qui différaient de celles de prise par taille sans détermination de sexe ; il a donc fallu réattribuer la prise par taille aux strates appropriées d'après les données déclarées de prise-effort de chaque pays. Pour l'Espagne, cette réaffectation a été relativement simple, du fait que la prise par taille originale avait été signalée à l'ICCAT par carrés de $5^\circ \times 5^\circ$ (latitude et longitude). Pour d'autre pays, la réaffectation s'est avérée plus complexe, et on a considéré pour tous les pays que son degré de précision dépendait de la qualité des données de prise-effort. Une fois la prise par taille attribuée aux strates géographiques appropriées (c'est-à-dire par régions biologiques pour tous les pays, sauf l'Espagne, et en zones pour l'Espagne dans le traitement par années regroupées), la prise par taille spécifique du sexe a été calculée en multipliant le SRS par la prise par taille sans détermination de sexe pour chaque intervalle de longueur. On a signalé que pour certains pays il faudrait effectuer des substitutions au moins trois fois durant le processus : pour passer de la prise à la prise par taille, pour réaffecter la prise par taille en prise par taille par région biologique SRS, et pour convertir cette prise par taille réaffectée en prise par taille spécifique du sexe.

Les participants ont noté que les principales différences entre les méthodologies utilisées pour arriver à la prise par taille par sexe lors de cette réunion et pendant le Groupe d'Espèces sur l'Espadon de 1996 étaient les suivantes : 1) en 1996, la stratification géographique était une stratification par zone de l'ICCAT, alors qu'à cette réunion cela a été une stratification par région biologique (trophique, de ponte, transitoire) ; 2) en 1996, en ce qui concerne les données espagnoles, on extrapolait l'échantillon dont le sexe était déterminé à la capture par strates, tandis qu'à la réunion actuelle, la prise espagnole par taille a été tout d'abord stratifiée dans la zone et dans le temps, et ensuite, on a appliqué les sex-ratios *prédits* ; et 3) les substitutions pour le Japon menées à cette réunion l'ont été d'une façon plus systématique qu'en 1996.

7. Examen des courbes de croissance de l'espadon de l'Atlantique

Les participants ont examiné l'information disponible sur la croissance de l'espadon du stock nord-atlantique. Ci-après une brève récapitulation des principaux points.

7.1 Données de marquage

Le SCRS a utilisé les données de marquage et de recapture des programmes de marquage de l'Atlantique Ouest pour définir la croissance de l'espadon nord-atlantique (Session de 1987 d'évaluation des stocks

d'Espadon). L'équation de croissance a été formulée d'après le poids au marquage et à la recapture, et le temps écoulé, selon un type Gompertz d'ajustement. Du fait que l'identification par sexe n'est pas couramment enregistrée, l'équation a été formulée tous sexes combinés. Cette équation a été utilisée par le SCRS dans les calculs par VPA du cas de base nord-atlantique pour créer la prise par âge, et les indices d'abondance par âge (tous sexes combinés) et flottille. On a observé des différences minimales de l'équation de croissance dans des analyses actualisées (Restrepo, SCRS/89/73 ; Rapport détaillé ICCAT de 1994 sur l'Espadon, point 2.d Paramètres de la population), mais ces différences n'ont pas été jugées suffisamment importantes pour une révision de la courbe de croissance utilisée pour la détermination de l'âge.

7.2 Structures osseuses

Il y a plusieurs études sur l'utilisation des pièces dures pour déterminer la croissance de l'espadon dans l'Atlantique Nord (Berkeley & Houde, 1983 ; Radtke & Hurley, 1983 ; Wilson & Dean, 1983 ; Riehl, 1984 ; Ehrhardt, SCRS/90/29, 1992 ; Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99 ; Esteves *et al.*, 1995).

Berkeley & Houde (1983) avaient analysé 439 épines de nageoire anale de poissons capturés dans les Détroits de Floride. Ce document signale d'importantes différences de la croissance selon le sexe, et élabore des équations de croissance par sexe au moyen d'un modèle de type von Bertalanffy, en supposant la formation d'un anneau par an. D'après l'analyse de l'accroissement marginal, les auteurs suggéraient que les anneaux se formaient pendant le premier trimestre de l'année (pendant l'hiver), mais les tests statistiques n'ont pas révélé de différences significatives des moyennes. Il n'a pas été possible de déterminer la validité des anneaux observés en tant qu'indicateurs de l'âge. Une légère variation de cette méthodologie a été utilisée par la suite par Riehl (1984), mais l'analyse n'a porté que sur 303 poissons.

Esteves *et al.* ont analysé des structures calcifiées (otolithes, épines de nageoire anale et vertèbres) de 155 espadons capturés aux alentours des Açores. Ils comparaient la facilité de prélèvement et de lecture et le degré de précision des diverses structures. Bien que l'échantillon ait été trop réduit pour pouvoir tirer des conclusions sur la croissance de l'espadon, l'étude recommandait d'utiliser la deuxième épine de la nageoire anale pour la détermination de l'âge. L'étude signalait toutefois des différences importantes dans l'âge estimé de poissons d'une même taille selon la structure osseuse utilisée.

Plus récemment, Ehrhardt *et al.* (document SCRS/95/99) ont fait part du prélèvement de 2.353 échantillons à bord de palangriers des Etats-Unis et du Venezuela. Cet échantillon avait une couverture spatiale et saisonnière plus importante que celui de l'étude de Berkeley & Houde (1983), mais il se limitait encore aux secteurs occidentaux de l'Atlantique Nord. La méthodologie employée pour préparer et sectionner les épines était très semblable à celle qu'avait utilisée Riehl (1984). Des équations de croissance par sexe ont été élaborées au moyen d'une variation du modèle de von Bertalanffy. Des différences de la croissance selon le sexe ont également été signalées, mais on a observé moins de dimorphisme sexuel que dans l'étude de Berkeley & Houde (1983). L'analyse de l'accroissement marginal n'a porté que sur les stades juvéniles (âges 1 à 5). Les données n'ont cependant pas été testées à la recherche de différences significatives. Les auteurs en ont conclu que l'ajustement du modèle de Gompertz utilisé traditionnellement par le SCRS reflétait beaucoup plus la croissance des femelles que celle des mâles, sous-estimait nettement la croissance des femelles les plus jeunes et les plus âgées, et représentait de façon très erronée la croissance des mâles.

7.3 Conclusions du groupe

Le groupe a signalé que l'information de marquage-recapture était très utile du fait qu'elle fournissait des informations directes sur la croissance du poisson. Il faudrait évaluer de façon régulière d'autres recaptures qui ne sont pas incluses dans le modèle actuel. Malheureusement, l'information de recapture ne mentionne normalement pas le sexe du poisson. Il faudrait dresser des programmes pour récupérer les poissons recapturés avant la destruction des gonades. Si ces données étaient disponibles, elles permettraient d'étudier la validité des courbes de croissance spécifiques du sexe obtenues d'après les pièces dures.

Deux documents donnent d'utiles courbes de croissance selon le sexe (Berkeley & Houde, 1983 : Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99). Ils utilisent des méthodologies similaires pour la lecture des épines, mais des approches différentes pour l'ajustement des données (concrètement pour le rapport supposé entre la LJFL et le rayon de l'épine) et pour l'allure de l'équation de croissance utilisée. Toutefois, l'étude d'Ehrhardt comprend des échantillons bien plus volumineux et couvre une ample zone géographique dans l'Atlantique Ouest. Bien que le groupe ait constaté qu'il fallait encore valider l'analyse des structures osseuses, il a été décidé d'utiliser les courbes de croissance spécifiques du sexe d'Ehrhardt *et al.* pour créer la prise par âge par sexe. Cette décision permet aussi une comparaison directe avec l'analyse préliminaire spécifique du sexe menée en 1996 par le Groupe d'espèce sur l'Espadon.

8. Mise au point d'une méthodologie standardisée pour calculer la prise par âge par sexe de l'espadon de l'Atlantique

Les courbes de croissance spécifiques du sexe de Ehrhardt *et al.* (SCRS/95/99) ont été appliquées à la prise regroupée par année par taille par sexe, et un découpage en tranches d'âge a été effectué ; pour les besoins de la comparaison, la prise par âge, sexe non déterminé, a été calculée d'après la prise par taille, sexe non déterminé, et un découpage en tranches d'âge a été fait en utilisant la courbe de croissance des données de marquage-recapture. La capture par âge découlant de ces calculs se trouve au **Tableau 5** et est illustrée à la **Figure 9**.

Quand on compare la prise par âge par sexe calculée à cette réunion (en utilisant des sex-ratios regroupés par année et une stratification différente pour la prise par taille) à la prise par âge par sexe calculée à la réunion de 1996, les analyses actuelles présentent, de façon générale, plus de poissons dans les catégories les plus jeunes (**Tableau 5**). Autrement dit, la courbe est modifiée en ce qui concerne les plus jeunes âges. Le Groupe n'a pas pleinement étudié les conséquences de ces différences apparentes. Cependant, il y a eu un essai semi-quantitatif, de récapituler les différences en ajustant les courbes de capture aux différentes matrices de prise par âge. Ceci a consisté à estimer la pente de la régression de $\ln(\text{prise}_{\text{âge}})$ en matière d'âge, pour les âges 4 à 12, et pour les périodes de temps 1986-1990 et 1991-1995. Le **Tableau 6** récapitule ces résultats.

Les estimations du **Tableau 6** suggèrent que les différentes approches choisies lors des deux réunions pourraient n'aboutir qu'à des différences minimales en termes d'évaluation du stock. Cependant, un examen plus approfondi de cette question suivra, une fois les données soumises aux analyses VPA-ADAPT au cours d'évaluation futures.

Quand on compare la prise par âge par sexe issue de cette réunion (**Figure 9**, en utilisant les sex-ratios regroupés par année) à la prise unisexe par âge calculée selon l'évaluation du cas de base de 1996, la première présente plus de poissons dans les catégories d'âge les plus jeunes et les plus âgées. Autrement dit, le pic de distribution est réduit, et les poissons sont répartis dans les catégories d'âge les plus juvéniles et les plus avancées.

On doit considérer les résultats de cette réunion comme étant incomplets et préliminaires, étant donné que la prise par âge par sexe décomposée par année ne sera pas examinée avant la réunion d'octobre 1998. À ce moment, les résultats des différentes approches de calcul de la prise par âge par sexe seront examinés en détail, et la méthodologie finale de calcul de la capture par âge par sexe pour l'évaluation du stock d'espadon sera établie.

9. Application de la VPA à la prise par âge par sexe et examen de la CPUE par sexe

Le groupe a débattu de différentes options de traitement des données de la prise spécifique du sexe et de la CPUE dans les évaluations à venir du SCRS.

Il a été décidé de mener l'évaluation spécifique du sexe de 1999 pour les années 1986-1998, et pour le stock supposé nord-atlantique. Quatre options de VPA ont été déterminées dans le document de J. Powers (SCRS/98/34) et sont résumées ci-dessous :

a) Prise par âge combinée, une VPA : Dans cette approche, il s'agirait de regrouper les prises par âge de mâles et de femelles au sein d'une prise par âge unique ; les données de CPUE par âge (probablement en nombres) seraient regroupés indépendamment du sexe avant la standardisation. Une seule VPA ADAPT est alors menée avec les données regroupées. Cette méthode suppose l'absence de différence significative entre les CPUE des différents sexes d'un même âge ; il n'est fait aucune hypothèse de différences de F par âge entre sexes ou de sex-ratio par âge de la population. La VPA fournira des estimations du nombre et du taux de mortalité par pêche par âge indépendamment du sexe. Par conséquent, le calcul de quantités spécifiques du sexe, telles que le nombre par âge par sexe ou, de manière plus importante, la biomasse du stock reproducteur, nécessiteront des analyses supplémentaires après la calibration. Par exemple, le pourcentage de capture par sexe par rapport à la prise totale peut être utilisé pour séparer la matrice de mortalité par pêche en matrices de mortalité par pêche spécifiques du sexe.

b) Deux VPA indépendantes, spécifiques du sexe : En utilisant des CPUE par âge spécifiques du sexe, standardiser séparément pour obtenir la CPUE par âge des femelles et celle des mâles ; mener deux VPA indépendantes (une pour les mâles et une pour les femelles) en utilisant les CPUE spécifiques du sexe et les prises par âge spécifiques du sexe. Il n'est supposé aucune différence de F par âge entre les sexes ni en ce qui concerne le sex-ratio par âge de la population. Il est assez possible qu'on aboutisse à des valeurs de F par âge très différentes entre les sexes ou à des sex-ratios de l'abondance par âge (en particulier lors du recrutement et dans la dernière année de la cohorte) également très différents. Les méthodes c) et d) constituent une tentative pour traiter cette question.

c) VPA simultanées, spécifiques du sexe, avec sex-ratio à la naissance déterminé : utiliser les mêmes prises par taille et CPUE décomposées par sexe que dans la méthode b) et fixer le sex-ratio de l'abondance à un certain âge (par exemple, en supposant un sex-ratio de 50-50 au recrutement). L'algorithme utilisera le rétro-calcul normal pour une cohorte d'un sexe donné jusqu'au recrutement estimé de ce sexe ; le recrutement de l'autre sexe est ensuite calculé à partir du sex-ratio fixé ; finalement, l'abondance et les valeurs de F de la cohorte de l'autre sexe sont calculées par VPA forward. Pour ces cohortes incomplètes qui s'incorporent aux jeux de données à des âges plus avancés (dans la première année des données de prise par âge), il faut poser certains postulats au sujet du sex-ratio. Aussi, les valeurs de F par âge qui en découlent pourraient aussi être encore assez différentes entre les deux sexes.

d) VPA simultanées, spécifiques du sexe, avec F par âge constant entre sexes : Utiliser les mêmes prises par âge et CPUE décomposées par sexe que dans la méthode b) et déterminer la relation entre les valeurs de F par âge des deux sexes pour quelques âges (consécutifs) spécifiques. L'algorithme utilisera le rétro-calcul normal pour une cohorte d'un sexe jusqu'au recrutement estimé de ce sexe ; le taux de mortalité par pêche de l'autre sexe est ensuite calculé à partir de la relation déterminée. Finalement, l'abondance et les valeurs de F de la cohorte de l'autre sexe sont trouvés par projection à la fois backward et forward, à partir de l'ensemble déterminé de valeurs de F . On ne sait pas dans quelle mesure ce processus peut donner des résultats pour les sex-ratios de la population qui sont difficiles à concilier avec ceux qui sont observés pour la capture.

Le groupe a estimé que les options b) à d) ci-dessus semblaient raisonnables, mais qu'il serait difficile d'expliquer pourquoi l'une d'elles serait plus performante que les autres. Le groupe a été d'avis que l'option a) ne tirerait pas pleinement profit de l'information spécifique du sexe que ce groupe produit. Il a été décidé qu'il faudrait déterminer un jeu de diagnostics pratiques pour aider à orienter les décisions pour la prochaine évaluation. Ces diagnostics traiteraient à la fois les données d'entrée de la VPA (par exemple, quelle pourrait être l'incidence de différences de CPUE spécifiques du sexe en matière de différences de mortalité par pêche), et ses résultats (par exemple, des sex-ratios largement fluctuants au cours du cycle vital d'une cohorte). Le groupe a encouragé tous travaux inter-sessions qui puissent apporter de la lumière sur ces questions. Par ailleurs, ces thèmes seront à nouveau abordés pendant la prochaine réunion du Groupe d'espèces sur l'Espadon, avant les Séances plénières de 1998 du SCRS.

Le groupe a également décidé qu'il serait important, pour la prochaine évaluation, de réaliser une analyse en émettant des postulats comme lors des précédentes évaluations, c'est à dire en ignorant les différences spécifiques du sexe en matière de croissance et de sex-ratio par taille. Ceci fournirait une base permettant de comparer et de mieux appréhender les changements des caractéristiques principales des résultats spécifiques du sexe.

Le Dr J.E. Powers (SCRS/98/34) a aussi signalé qu'il peut y avoir d'autres méthodologies d'évaluation s'adaptant bien à l'analyse simultanée de jeux de données. Par exemple, les modèles de production structurés par âge (ASPM), qui font des calculs par projection de l'équation de capture, pourraient aisément être modifiés pour mener des analyses des jeux de données spécifiques du sexe soumis à des contraintes telles qu'un sex-ratio de 50:50 à une certaine longueur. Le groupe a décidé que ces options pourraient également être explorées.

10. Recommandations pour les travaux futurs

- i) Il faudrait un échantillonnage du sex-ratio de l'espadon par pays, une méthode de pêche (par exemple, palangre de surface et de profondeur, filet maillant, harpon), et des strates spatio-temporelles appropriées. Il est important d'avoir des échantillons provenant de toutes les strates, plutôt que de se concentrer seulement sur un petit nombre d'entre elles. Il a été signalé que la Commission avait recommandé, en ce qui concerne la conservation du thon obèse et de l'albacore, que 5 % des bateaux de pêche (qui emploient des méthodes de pêche autres que les senneurs utilisant les DCP) devraient disposer d'un programme d'observateurs visant à collecter des données sur la composition de la capture. Etant donné que la plupart des pêcheries palangrières d'espadon prennent, soit de l'albacore, soit du thon obèse, c'est une excellente occasion pour requérir également un échantillonnage en mer de l'espadon.
- ii) Le groupe s'est montré préoccupé du fait que plusieurs pays ayant des prises substantielles n'aient que peu ou pas d'échantillons de sex-ratio (par exemple, le Brésil, le Japon, le Taïpei chinois, le Portugal). Il a été mentionné que le Japon avait mis en place un programme national d'observateurs pour le thon obèse, et qu'il collectait également des données en mer sur l'espadon. Le groupe a loué cet effort, et a encouragé un échantillonnage plus intensif à l'avenir.
- iii) Il est recommandé que les pays se prononcent sur les protocoles de formation des observateurs et sur les schémas d'échantillonnage du programme d'observateurs. Pour assurer la cohérence des méthodes d'échantillonnage, les observateurs devront, avant d'être embarqués, être formés de façon adéquate à identifier le sexe des espadons.
- iv) Des préoccupations ont été manifestées quant à l'exactitude de la détermination du sexe des espadons de petite taille (par exemple, <100 cm LJFL). Le sex-ratio des petits espadons semble être correctement mesuré pour les Etats-Unis, le Venezuela et l'Espagne au moins. Les autres pays devraient préciser le degré de confiance qu'ils ont en l'exactitude de la détermination du sexe du poisson de moins de 100 cm.
- v) Il est demandé plus d'information sur les activités de la flotte vénézuélienne, notamment le type d'engin utilisé et la taille du bateau. Par ailleurs, les données de taille vénézuéliennes existantes recueillies par les observateurs du Programme Istiophoridés devront être compilées et faire l'objet d'un examen critique.
- vi) Le groupe a encouragé à ce que les travaux précédant la réunion d'octobre 1998 étudient la modélisation des sex-ratios dans les catégories de petite taille.
- vii) Afin d'évaluer l'impact de la combinaison de données de sex-ratio de différentes années, le Secrétariat préparera une seconde prise par âge par sexe avant la prochaine réunion du SCRS, comme suit : stratifiée par année, région et époque étendues (par exemple, par trimestre) si possible, en utilisant les valeurs prédites qui seront fournies par les scientifiques. Là où il faut procéder à des substitutions, elles devront être faites à partir de la prise par âge par années combinées.
- viii) Le groupe a incité à ce qu'on travaille avant la réunion d'octobre à déterminer des pour orienter les décisions en ce qui concerne la forme de VPA spécifique du sexe à utiliser dans l'évaluation de 1999.
- ix) On pourrait étudier l'utilisation de modèles de production structurés par âge (ASPM) pour les données spécifiques du sexe.
- x) Les travaux de la présente réunion se poursuivront pendant la réunion de trois jours du Groupe d'espèce Espadon qui précèdera la réunion de 1998 du SCRS. Les questions suivantes y seront abordées :

- ▶ Décider quelle prise par âge par sexe utiliser pour l'évaluation de 1999 (années combinées en utilisant les données de 1986-1996, années combinées en utilisant les données de 1986-1998, ou années stratifiées et actualisées à la date de 1996, ou de 1998).
 - ▶ Débattre de l'intensité de l'échantillonnage requis pour le calcul de la prise par âge par sexe pour les évaluations à venir.
 - ▶ Débattre de la fréquence selon laquelle examiner la méthodologie de détermination du sex-ratio par taille et de la prise par taille par sexe au cours d'une réunion comme celle-ci.
 - ▶ Approfondir l'examen des méthodes de VPA spécifiques du sexe telles qu'elles sont décrites à grands traits à la section 9 ci-dessus et dans le document SCRS/98/34.
 - ▶ Examiner la prise et la prise par taille actualisées (comprenant les données de 1997), et la CPUE standardisée de chaque pays (sexes combinés ou spécifique du sexe).
- xi) Le Groupe a encouragé l'élaboration de méthodes de recherche ne nécessitant pas d'échantillonnage en mer pour déterminer le sexe de l'espadon.
- xii) Le Groupe a encouragé l'approfondissement de la recherche en vue d'obtenir des modèles validés de croissance spécifiques du sexe, pour l'Atlantique Nord et Sud.

11. Adoption du rapport

Le rapport de la Réunion de l'ICCAT sur l'Elaboration de Méthodes standardisées pour estimer la prise par âge par sexe de l'Espadon a été adopté le 27 janvier 1998.

12. Clôture

Le Président a remercié les participants de leur important travail, ainsi que les Bermudes, hôte de la réunion, pour avoir offert un lieu de réunion très agréable ainsi qu'un appui et une hospitalité incomparables. La réunion a été ajournée le 27 janvier 1998.

BIBLIOGRAPHIE

- Berkeley, S.A., E.D. Houde. 1983. Age determination of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the Straits of Florida using anal fin spine sections. U.S. Dept. Commerce NOAA Tech. Rep. NMFS 8 : 137-143.
- Ehrhardt, N.M. SCRS/90/99. Review of age and growth of swordfish (*Xiphias gladius*) in the northwestern Atlantic. ICCAT, Rec. Doc. Sci. XXXV-2 : 362-373.
- Ehrhardt, N.M. 1992. Age and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Bull. Mar. Sci. 50 : 292-301.
- Ehrhardt, N.M., R.J. Robbins, F. Arocha. SCRS/95/99. Age validation and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwest Atlantic. ICCAT, Rec. Doc. Sci. XLV-2 : 358-367.
- Esteves, E., P. Simões, H.M. da Silva, J.P. Andrade. 1995. Ageing of swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus 1758, from the Azores, using sagittae, anal-fin spines and vertebrae. Arquipélago. Life and Marine Sciences 13A : 39-51.
- ICCAT. Journées d'étude de 1987 sur l'Espadon. ICCAT, Rec. Doc. Sci. XXVII : 1-126.
- ICCAT. Rapport détaillé 1994 sur l'Espadon (2.d Paramètres de la population). ICCAT, Rec. Doc. Sci. XLIV-3 : 39-41.
- ICCAT. Rapport de la Session de 1996 d'évaluation des stocks d'espadon. ICCAT, Rec. Doc. Sci. XLVI-3 : 165-291.

- Mejuto, J., J.M. de la Serna, B. Garcia. SCRS/97/32. Some considerations on the spatial and temporal variability in the sex-ratio at size of the swordfish (*Xiphias gladius* L.). ICCAT, Rec. Doc. Sci. : sous presse.
- Radtke, R., L., P.C.F. Hurley. 1983. Age estimation and growth of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the northwest Atlantic based on external features of otoliths. U.S. Dept. Commerce NOAA Tech. Rep. NMFS 8 : 145-150.
- Restrepo, V. SCRS/89/73. An update of swordfish tagging data for use in growth analyses. ICCAT, Rec. Doc. Sci. XXXII-2 : 360-370.
- Riehl, M.W. 1984. Age and growth estimation of northwest Atlantic broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, using fin-spines. Thesis for B.Sc. Hons., Mount Allison Univ. 33 pp.
- Wilson, D.A., J.M. Dean. 1983. The potential use of sagittae for estimating age of Atlantic swordfish, *Xiphias gladius*. In E.D. Prince & L.M. Pulos (editors). Proceedings of the International Workshop on Age Determination of Oceanic Pelagic Fishes : tunas, billfishes and sharks. NOAA Tech. Rep. NMFS 8 : 151-156.

Appendice 1

Ordre du jour

1. Ouverture de la réunion
2. Adoption de l'Ordre du jour et organisation de la réunion
3. Désignation du président pour les sessions
4. Examen des objectifs et antécédents de la réunion
 - 4.1 Objectifs
 - 4.2 Antécédents
5. Rapport sur le travail réalisé par correspondance
6. Strates pour l'estimation du sex-ratio par taille
 - 6.1 Antécédents
 - 6.2 Vue de synthèse
 - 6.3 Résultats spécifiques
 - 6.4 Méthodes d'estimation de la prise par taille par sexe
 - 6.4.1 Prédiction du sex-ratio par taille
 - 6.4.2 Prise par taille par sexe
7. Examen des courbes de croissance de l'espadon de l'Atlantique
 - 7.1 Données de marquage
 - 7.2 Structures osseuses
 - 7.3 Conclusions du groupe
8. Mise au point d'une méthodologie standardisée pour calculer la prise par âge par sexe de l'espadon de l'Atlantique
9. Application de la VPA à la prise par âge par sexe et examen de la CPUE par sexe
10. Recommandations pour les travaux futurs
11. Adoption du rapport
12. Clôture

Liste des participants

*Pays membres***CANADA**

PORTER, J.M.
 Department of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0
 Tel : 506.529.8854
 Fax : 506.529.5862
 E-mail : porter@mar.dfo-mpo.gc.ca

CE-Espagne

MEJUTO, J.
 Instituto Español de Oceanografía
 Apartado 130
 15080 A Coruña
 Tel : 34.8120.5362
 Fax : 34.8122.9077
 E-mail : jaime.mejuto@co.ieo.es

ETATS-UNIS

ORTIZ, M.
 University of Miami
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4796
 Fax : 305.361.0466
 E-mail : mortiz@rsmas.miami.edu

POWERS, J.E.
 NMFS-Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4295
 Fax : 305.361.4219
 E-mail : joseph.powers@noaa.gov

RESTREPO, V.R.
 CUFER, Rosentiel School of Marine
 and Atmospheric Studies
 University of Miami
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4022
 Fax : 305.361.4457

TURNER, S.C.
 NMFS-Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4482
 Fax : 305.361.4562
 E-mail : sturner@sturner.sefsc.noaa.gov

JAPON

YOKAWA, K.
 National Research Institute
 of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu-shi, Shizuoka 424
 Tel : 81.543.36.6046
 Fax : 81.543.35.9642
 E-mail : yokawa@enyo.affrc.go.jp

ROYAUME-UNI (Bermudes)

BARNES, J.A.
 Director
 Department of Agriculture & Fisheries
 P.O. Box HM834
 Hamilton, HMCX Bermuda
 Tel : 441.236.4201
 Fax : 441.236.7582
 E-mail : agfish@ibl.bm

Secrétariat ICCAT

MIYAKE, P.M.
 Secrétaire Exécutif Adjoint
 ICCAT
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid (Espagne)
 Tel : 34.1416.5600
 Fax : 34.1415.2612
 E-mail : peter.miyake@iccat.es

KEBE, P.
 Analyste de Systèmes
 ICCAT
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid (Espagne)
 Tel : 34.1416.5600
 Fax : 34.1415.2612
 E-mail : papa.kebe@iccat.es

Appui logistique

SAUNDERS, D.
 Administrative Officer
 Department of Agriculture & Fisheries
 Bermuda

WADE, P.
 Administrative Assistant
 Department of Agriculture & Fisheries
 Bermuda

Liste des documents

- SCRS/98/7* Procedures used for updating catch at size of swordfish (January 1998) and a comparison between Task I catch and estimated weight from catch at size - ICCAT Secretariat
- SCRS/98/31 Stratification of swordfish catch at size by sex - Turner, S.C., M. Ortiz, J. Mejuto, V.R. Restrepo
- SCRS/98/32 Notes on analyses of sex ratio at size (SRS) for swordfish - Draft - Restrepo, V.R.
- SCRS/98/33 Preliminary analysis on the spatial and temporal variability in the sex ratio at size of the swordfish in the Pacific Ocean based on the data collected by Japanese longline training and research vessels - Yokawa, K.
- SCRS/98/34 Discussion notes on options for assessment analyses using sex-specific catch-at-size and -age data - Powers, J.E.

* Seuls les tableaux ont été présentés à la réunion. Le rapport a ensuite été remis au SCRS, accompagné de la version révisée des tableaux présentés aux Bermudes.

Proposition
pour une méthode cohérente de calcul du sex-ratio par âge
(SRS)

Objet : Au cours des travaux réalisés en 1997 et de ceux de cette réunion, il est apparu clairement que le calcul du SRS a été réalisé de manière non cohérente pour plusieurs strates . Il y a plusieurs raisons à cela, dont une importante est le fait que le groupe n'a pas pu prévoir des problèmes qui se sont présentés après les prises de décision sur la manière de traiter les données. Au risque de ne manquer encore de prévoir d'autres difficultés, cette proposition a pour objet de tenter de couvrir un large éventail de possibilités en matière de calcul, de façon cohérente, du SRS . Il est clair qu'un nombre indéterminé, et probablement élevé, d'approches alternatives permettrait de parvenir aux mêmes résultats.

L'idée est d'utiliser les pourcentages observés quand les données semblent suffisantes, et de recourir aux prédictions du GAM (ou à une forme de GAM sur laquelle on se serait préalablement mis d'accord), de différents degré de précision quand les données semblent insuffisantes. A cette fin, six niveaux de GAM sont proposés, de niveaux "élevés" à "faibles" de définition spatio-temporelle. Dans chacun des cas ci-dessous, le GAM consiste en un ajustement séparé non linéaire de la proportion de femelles à une taille donnée pour chaque facteur dénombré. Les facteurs entre crochets indiquent un regroupement au sein de ce facteur (par exemple, [Année] signifie regroupement de plusieurs années). Il y a six niveaux comme suit :

Année, Zone, Trimestre, Nation, Engin.
 Année, Région biologique, Trimestre, Nation, Engin.
 [Année], Zone, Trimestre, Nation, Engin.
 [Année], Région biologique, Trimestre, Nation, Engin.
 [Année], Zone, [Trimestre], Nation, Engin.
 [Année], Région biologique, [Trimestre], [Pays], Engin.

Proposition : S'il y a, par exemple, 50 poissons ou plus sexuellement identifiés dans une classe de taille déterminée (par exemple, 10-cm) dans la classification de niveau 1, utiliser alors le pourcentage observé. Sinon, identifier le niveau le plus élevé possible (de 1 à 6) d'affinage qui a) comportera au moins, par exemple, 10 poissons par classe de taille et b) comportera une large gamme de classes de taille, par exemple de 100 à 200 cm avec peu de classes manquantes. Quand c'est possible, les poissons de petite taille (~ 70 à 100 cm) devront aussi être inclus.

Dans le cadre de cette proposition de schéma, il est possible que les décisions prise ne soient pas toujours les mêmes pour certains pays. Par exemple, les données de la palangre espagnole pourront parfois être suffisantes pour utiliser les pourcentages observés de femelles dans certaines strates d'année/trimestre/zone ; alors que pour d'autres strates, il faudra avoir recours aux analyses de type 1 à 3.

Certaines caractéristiques de l'ordonnancement (1 à 6) proposé ci-dessus devront peut-être être examinées avec soin, comme la question de savoir si les analyses du type 2 ont vraiment un meilleur niveau de définition que celles du type 3. Le groupe n'accepte pas nécessairement de fait l'ordonnancement des options établi ci-dessus, mais il semble à certains de ses membres que ce serait là un moyen raisonnable parmi une infinité de possibilités, de mener les analyses à venir.

Poisson de petite taille : Il est apparu clairement durant les travaux réalisés à cette réunion qu'il serait souhaitable de contraindre les GAM de manière à ce qu'ils ne fournissent pas de prédictions peu raisonnables lorsque l'on extrapole des petites tailles. Tant qu'on ne sait pas comment gérer au mieux ce problème, une suggestion initiale est d'inclure les "données" en tant que $P(\text{femelle}) = 0,5$ à 50 cm de LJFL, avec une "taille d'échantillon" égale à x fois la taille d'échantillon la plus grande dans des données observées pour l'ajustement en question. Les valeurs appropriées de x pourraient être étudiées de façon empirique.

Tableau 1. Prises Tâche I (TM) et nombre de poissons échantillonnés par sexe¹, espadon de l'Atlantique, par pays.

ANNÉE	CANADA		CNJ		ESPAGNE		JAPON		USA		VENEZUELA		TOTAL*	
	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample
70	4800				4060		3175		287	235	23		12345	235
71	0				4484		1578		35		52		6149	0
72	0				4510		1807		246	130	27		6590	130
73	0				4938		998		406		23		6365	0
74	2				3593		1369		1125		24		6113	0
75	21				3836		3267		1700		52		8876	0
76	15				2905		1255		1429		43		5647	0
77	113				3976		1307		912	41	15		6323	41
78	2314				4342		1451		3684	163	46		11837	163
79	2970				3382		1327		4619	224	182		12480	224
80	1885	222		112	4560		3197		5625	375	192		15459	709
81	561			377	5134		3485		4530	165	24		13734	542
82	554			795	5454		5047		5410	0	25		16490	795
83	1088			199	8422		2451		4820	5	35		16816	204
84	499			402	7560		5079		4749	208	23		17910	610
85	585				8668		5548		4705	399	51		19557	399
86	1059			381	11122	868	3727		5210	259	84		21202	1508
87	939			1282	12269	102	3036		5247	0	86		21577	1384
88	898			1245	15954	295	5078		6171	0	2		28103	1540
89	1247	19		978	15710	3214	5592	47	6411	0	4		28964	4258
90	911	167		225	14075	11945	7761		5519	1342	9		28275	13679
91	1026	165		537	13564	13298	5452	153	4525	1430	78	137	24645	15720
92	1547			430	13145	13327	3936	310	4235	952	103	987	22966	16006
93	2234	125		266	14930	13332	6386	501	4190	3503	73	1018	27813	18745
94	1676	1623		205	15625	11410	5634	647	4074	1541	69	564	27078	15990
95	1610	549		102	19622	11429	4666	652	4552	1779	54	408	30504	14919
96	739	473		66	16355	11933	3628		4320	2405	85	578	25127	15455
97					5046									5046
TOTAL	29293	3343	**	7602	242195	96199	97237	2310	98736	15156	1484	3692	468945	128302

* Total des pays indiqués dans ce tableau seulement.

** La prise est incluse dans le Japon.

¹ Source : SCRS/98/31

Tableau 2. Résultats GLM de la proportion de femelles par taille de la palangre espagnole. Les zones analysées sont celles définies par les scientifiques espagnols (Figure 6.1) et les régions biologiques trophiques, de transition et de frai (Figure 1).

Zone espagnole (définitions de zone réduite) années 1989-1996, palangre taille 120-200

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	2174	1799.01				
Size	2166	1442.92	356.09	19.79%	19.79%	0.0000
Size + Year	2159	1416.57	26.35	1.46%	21.26%	0.0004
Size + Year + Area	2150	1196.73	219.84	12.22%	33.48%	0.0000
Size + Year + Area + Size*Year	2095	1162.74	33.99	1.89%	35.37%	0.9884
Size + Year + Area + Size*Year + Size*Area	2033	1089.87	72.87	4.05%	39.42%	0.1627
Size + Year + Region	2157	1286.7	129.87	7.22%	28.48%	0.0000
Size + Year + Area(region)	2150	1196.732	219.84	12.22%	33.48%	0.0000

Tableau 3. Analyses GLM de la proportion de femelles par taille de la palangre espagnole. Des données de trois petites zones au large de l'Europe et de l'Afrique du Nord ont été ajoutées pour examiner les effets temporels.

Nouvelle zone côtière et saison - Espagne

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	461	493.07				
Size	455	291.68	201.39	40.84%	40.84%	0.0000
Size + Year	448	259.68	32.00	6.49%	47.33%	0.0000
Size + Year + Season	446	252.12	7.56	1.53%	48.87%	0.0228
Size + Year + Season + Size*Year	404	217.76	34.36	6.97%	55.84%	0.7928
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season	392	210.8863	6.88	1.39%	57.23%	0.8657
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season + Year*season	380	187.5101	23.38	4.74%	61.97%	0.0247
Size + Year + Season + Year*Season	434	230.0578	22.06	4.47%	53.34%	0.0368

Tableau 4. Substitutions réalisées lors de l'ajustement du SRS pour les données espagnoles regroupées par années, par zone et information additionnelle sur la spécificité du modèle. A défaut d'indication contraire, les données suivantes ont été ajustées en utilisant des données spécifiques zone-trimestre. Pour raison de commodité, la région biologique associée à chaque petite zone est également présentée.

Intervalle de classes de taille de 10 cm LJFL

Zone 10, trimestre 1 supprimé pour défaut de données

Zone 13 supprimée pour défaut de données

Cases zone-trimestre-taille avec moins de 10 poissons échantillonnés, supprimées

Sex-ratio par taille = 0,500 pour les tailles $\leq$ 100 cm

Sex-ratio par taille = 1,000 pour les tailles $>$ 250 cm

Zone espagnole	Trimestre	Commentaire
1 (transition)	1,4	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
2 (transition)	2	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
3 (transition)		Sans substitutions.
4 (alimentation)		Utiliser les prédictions trimestrielles.
5 (alimentation)	2	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
6 (alimentation)		Sans substitutions
7 (frai)	1	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
8 (frai)		Sans substitutions
9 (transition)	1	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
10 (alimentation)	1	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone
11 (transition)	1,2	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
12 (transition)	1	Utiliser les prédictions du modèle taille+zone.
13 (transition)		On ne dispose pas d'observations. Utiliser une autre zone pour substitution.
14 (transition)		On ne dispose pas d'observations. Utiliser une autre zone pour substitution.
15 (transition)		On ne dispose pas d'observations. Utiliser une autre zone pour substitution.

Tableau 5. Prise par taille unisexe estimée, déduite de la prise par taille unisexe en appliquant une courbe de croissance non spécifique du sexe ; et prise totale par âge pour les femelle, les mâles et les deux sexes combinés, déduite de la capture par taille spécifique du sexe* en appliquant les courbes de croissance spécifiques du sexe, SCRS/96/99.

UNISEXE (Capture unisexe par taille avec âge déterminé par la courbe de croissance unisexe).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	13581	20548	21792	7643	14426	9169	11982	7688	10006	11526	20519
1	46592	75557	84123	75818	48086	41991	41542	55758	57908	46221	47723
2	93278	117368	131015	113844	117477	88009	100678	111714	117250	126235	106844
3	87842	108891	98608	90267	92342	95844	85171	98109	80694	102747	94064
4	66549	73666	60797	59004	50510	54471	54563	57474	48211	54004	52444
5	34726	37418	29690	28195	25489	25227	27486	28694	24212	24711	22782
6	16137	18119	12259	12947	11226	11203	12245	12999	11652	11233	9841
7	8024	7868	7182	6966	5825	5533	6256	6244	6419	6212	5675
8	4167	4166	3451	3427	2917	2693	3080	3096	3121	3119	2486
9	2804	2197	1931	1925	1617	1331	1650	1749	1580	1662	1267
10	1564	1623	1153	1203	957	857	1033	1124	1082	953	1046
11	1001	1037	721	835	585	578	656	635	700	639	522
12	663	608	448	485	379	312	451	416	442	370	287
13	417	363	283	289	291	255	310	353	311	364	459
14	321	292	250	199	177	149	170	205	185	162	136
15+	4077	3845	2640	3224	2349	2783	2929	3143	3220	3693	3165
Total	381743	473565	456343	406271	374655	340404	350203	389400	366993	393850	369260

Femelles + Mâles (Prise par taille avec sexe déterminé dont l'âge est déterminé séparément par des courbes de croissance spécifiques du sexe et ensuite combinées).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	22813	34324	40328	20453	25442	14072	18259	14580	15941	18051	28679
1	56158	85470	94494	89849	59341	48290	50707	68055	57928	63750	58694
2	75010	93346	103327	88667	96217	70528	81511	90806	89070	105380	91017
3	62216	80312	72876	65756	68041	67899	62946	73237	59326	75519	69888
4	53590	61291	51689	48589	44057	49842	46915	49670	41213	47597	45948
5	38371	42329	35107	33180	29537	30471	30583	32002	27623	30226	28811
6	25397	28168	20537	20619	18500	18287	19602	20890	18158	18896	16097
7	15292	16433	13052	12984	11399	10987	11728	12120	11445	11830	10658
8	9318	9174	8161	8101	6727	6338	6759	7021	6612	6590	5589
9	5871	6196	5324	5350	4204	3765	4045	4437	4140	3953	3440
10	3512	3430	2877	2898	2482	2365	2516	2683	2538	2463	2235
11	2346	2229	1825	1864	1712	1621	1751	1875	1760	1991	1729
12	1416	1482	1115	1149	957	950	993	981	1020	1067	903
13	851	912	672	676	651	610	729	737	726	556	615
14	522	551	394	446	480	423	470	485	422	464	299
15+	5682	6038	4824	5794	5033	4821	5221	5446	5066	5252	4257
Total	378366	471684	456603	406376	374778	331269	344735	385026	342987	393582	368858

* Les matrices de prise par taille ont été séparées par sexe, en appliquant les années regroupées, la région biologique et le sex-ratio spécifique de la saison déduit du GAM (voir le texte) par catégories de 5 cm LJ-FL.

Tableau 5. Suite

Femelles (prise par taille de femelles avec âge déterminé par une courbe de croissance de femelles).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	10454	15618	18224	8755	11831	6385	8343	6207	7015	8258	13327
1	27486	42730	47690	44438	28601	24039	25387	33923	29069	31102	29304
2	41098	53008	59130	49857	52538	40077	47161	53485	51373	61818	51548
3	38636	51723	44846	40301	39615	42578	40533	46961	36555	46333	43186
4	36013	41412	33754	31271	26413	29981	31496	33018	26428	29504	30221
5	25702	28415	23877	22065	18367	18858	20502	21431	17948	18152	18050
6	17342	19342	13429	13499	11645	11958	13360	14248	12173	11898	10322
7	10047	10564	8626	8408	7045	6890	7712	7852	7732	7347	6723
8	6017	5655	4953	4648	3887	3625	4191	4162	4181	4135	3264
9	3569	3583	2725	2795	2273	1880	2368	2543	2426	2268	2124
10	2102	1919	1532	1572	1237	1233	1377	1489	1476	1434	1323
11	1212	1147	777	874	728	755	836	973	944	1015	829
12	754	760	448	502	337	409	423	415	481	580	549
13	281	317	223	195	144	157	228	192	242	143	302
14	146	150	75	113	130	104	140	144	106	197	100
15+	186	245	137	203	150	186	307	144	145	194	162
Total	221046	276586	260446	229495	204942	189114	204364	227185	198294	224377	211333

Mâles (prise par taille de mâles avec âge déterminé par une courbe de croissance de mâles).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	12359	18706	22104	11699	13611	7688	9916	8372	8926	9793	15353
1	28672	42740	46804	45411	30740	24251	25320	34132	28859	32648	29390
2	33912	40338	44197	38810	43679	30451	34350	37321	37697	43562	39469
3	23580	28589	28029	25456	28425	25321	22413	26276	22771	29185	26702
4	17578	19879	17935	17319	17643	19861	15420	16652	14785	18093	15727
5	12669	13914	11230	11115	11170	11613	10081	10571	9675	12074	10761
6	8055	8826	7109	7120	6855	6330	6242	6642	5985	6998	5775
7	5245	5869	4427	4575	4354	4097	4015	4268	3713	4483	3935
8	3301	3519	3208	3453	2840	2714	2568	2859	2431	2456	2325
9	2302	2613	2599	2555	1931	1885	1677	1894	1715	1685	1317
10	1410	1511	1346	1327	1245	1132	1139	1195	1062	1029	912
11	1134	1082	1048	991	984	866	915	903	815	975	899
12	661	722	667	647	619	542	571	567	538	487	354
13	570	595	449	481	507	453	500	546	484	412	313
14	376	401	319	333	350	319	330	341	315	267	199
15+	5496	5794	4687	5591	4883	4634	4914	5302	4921	5058	4095
Total	157320	195098	196156	176881	169835	142155	140371	157840	144694	169205	157525

Tableau 6. Mortalité totale approximative (Z) et erreurs standard associées obtenues avec les analyses des courbes de capture en utilisant des jeux de données élaborés à Halifax en 1996 et à cette réunion. On a réalisé les analyses en incluant les âges 4 à 12 pour deux périodes temporelles (1986-1990 et 1991-1995). Unisex = sexes combinés en utilisant une seule courbe de croissance de Gompertz adoptée par le SCRS en 1998. M+F = sexes combinés après détermination de l'âge spécifique par sexe.

BERMUDA '98**

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.47	0.4	0.53	0.62	0.48	0.42	0.52
S.E.	0.014	0.008	0.006	0.012	0.011	0.004	0.006	0.006

HALIFAX '96

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.45	0.39	0.5	0.61	0.46	0.41	0.5
S.E.	0.014	0.011	0.013	0.001	0.01	0.005	0.007	0.006

* Le Groupe a souligné que ces estimations de mortalité ne devraient pas être utilisées pour parvenir à une quelconque déduction sur l'état des stocks, ces calculs établissant des postulats sujets à remise en question, tel que l'équilibre.

** On a obtenu ces estimations en utilisant les données de capture par âge par sexe calculées lors de la réunion des Bermudes. Bien qu'on ait trouvé consécutivement une petite erreur dans cette prise par âge par sexe (qui a été corrigée), les estimations de ce tableau n'ont pas été recalculées. Il est improbable que les conclusions de l'analyse puissent changer.

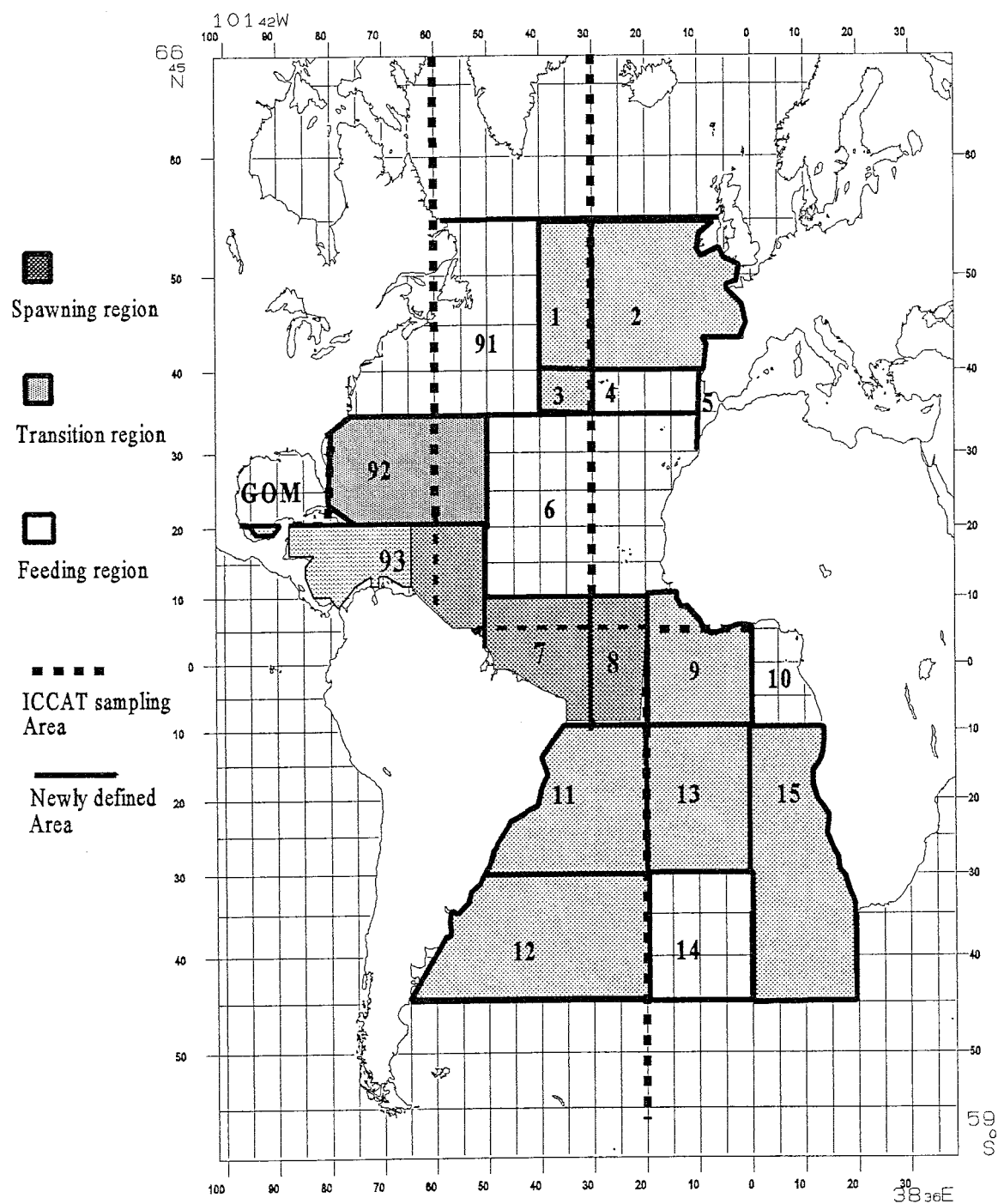
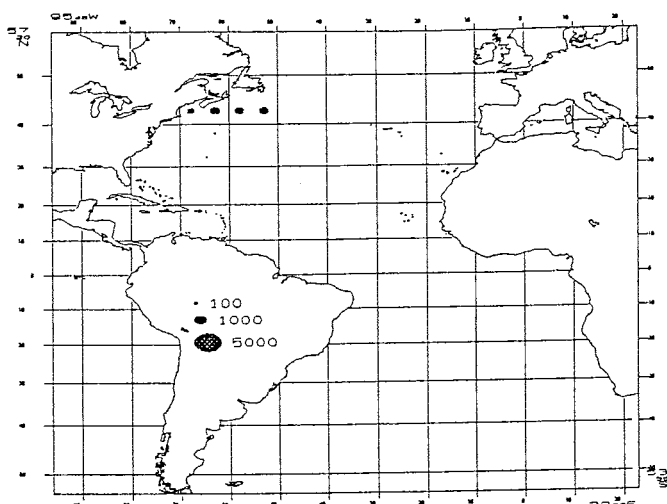
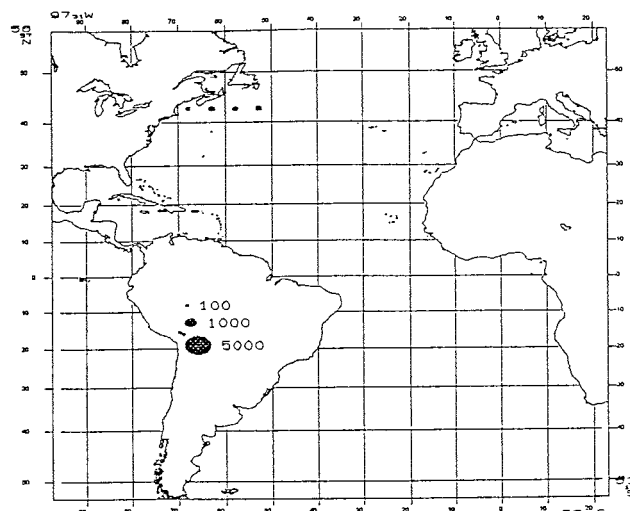


Fig. 1. Carte présentant les petites zones et régions biologiques (de frai, de transition et trophique) utilisées dans les analyses, comparées aux zones traditionnelles d'échantillonnage ICCAT utilisées dans les analyses de 1996.

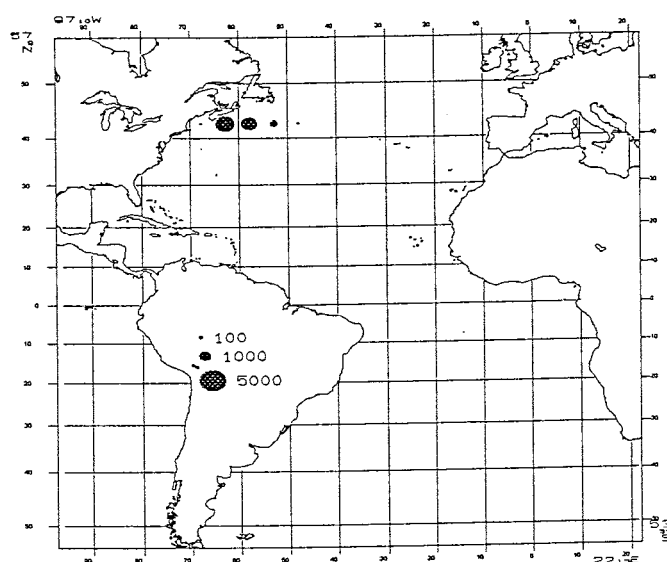
CANADA FEMALE



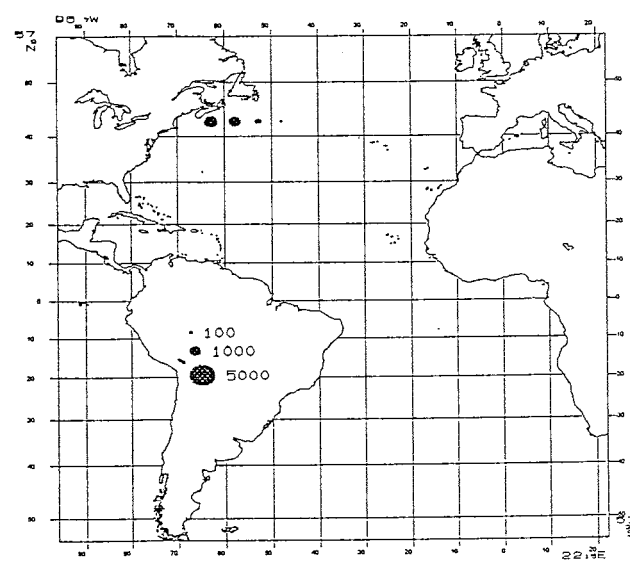
CANADA MALE



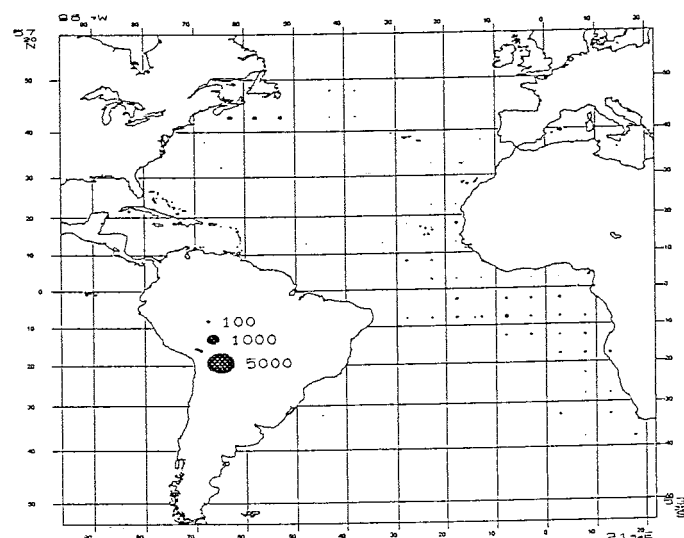
CANADA-JAPAN FEMALE



CANADA-JAPAN MALE



JAPAN FEMALE



JAPAN MALE

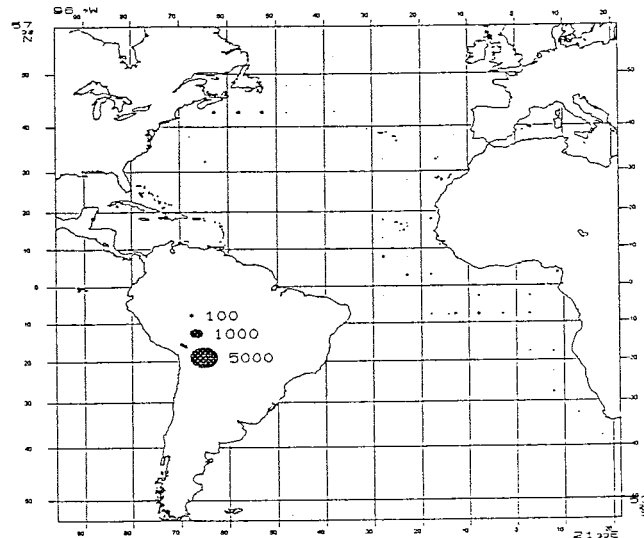
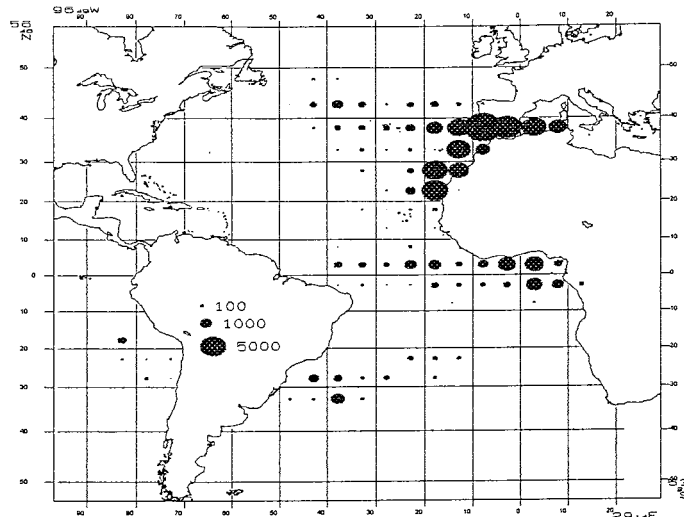
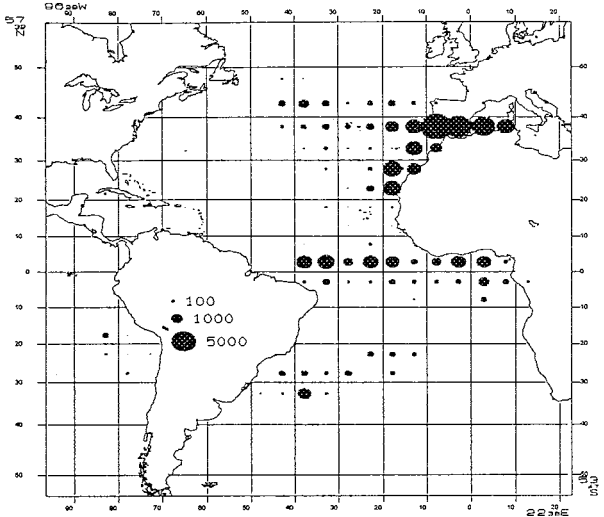


Fig. 2. Distribution des observations SRS par nation ou source de données. Par Canada, on se réfère à la pêcherie nationale canadienne et par Canada-Japon, on se réfère aux données fournies par des observateurs canadiens à bord de bateaux japonais.

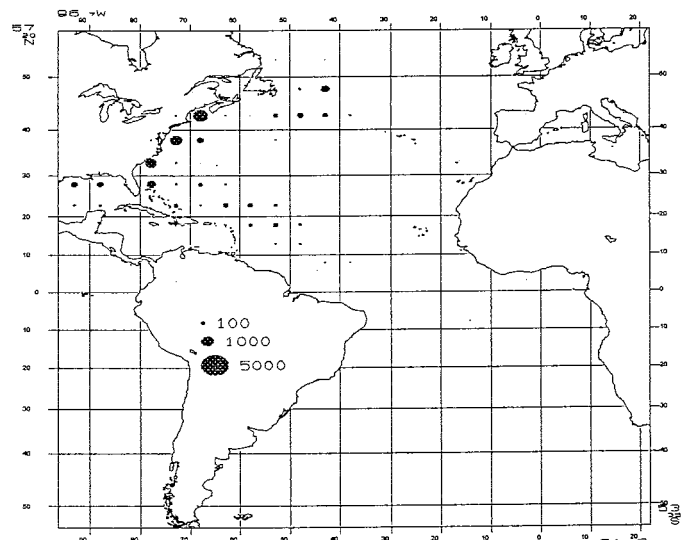
SPAIN FEMALE



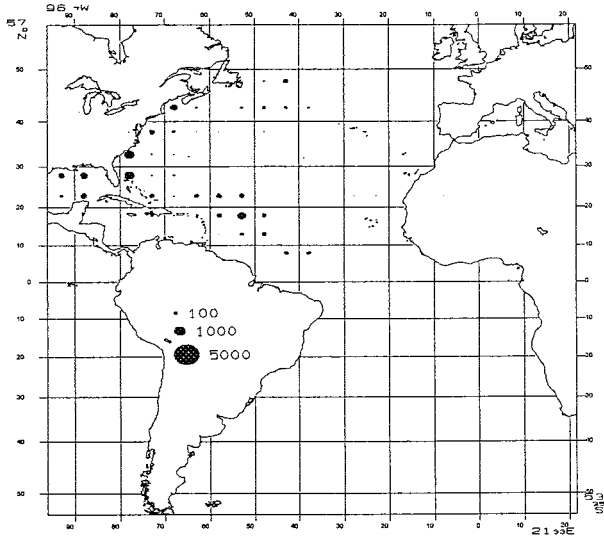
SPAIN MALE



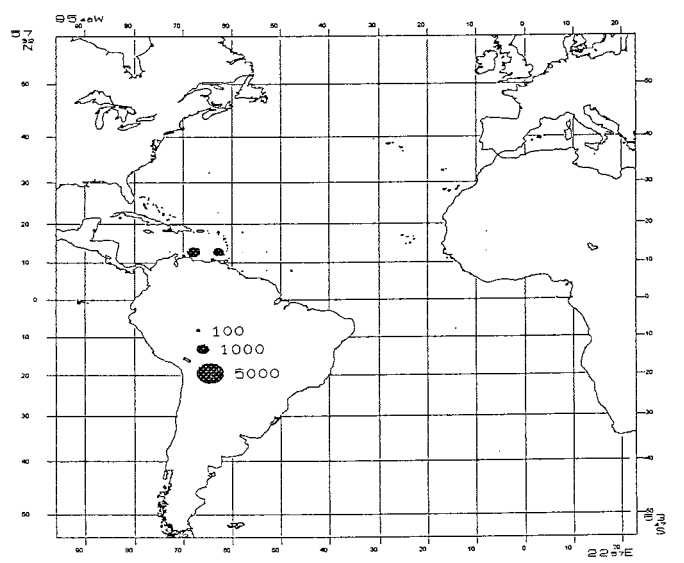
U.S.A. FEMALE



U.S.A. MALE



VENEZUELA FEMALE



VENEZUELA MALE

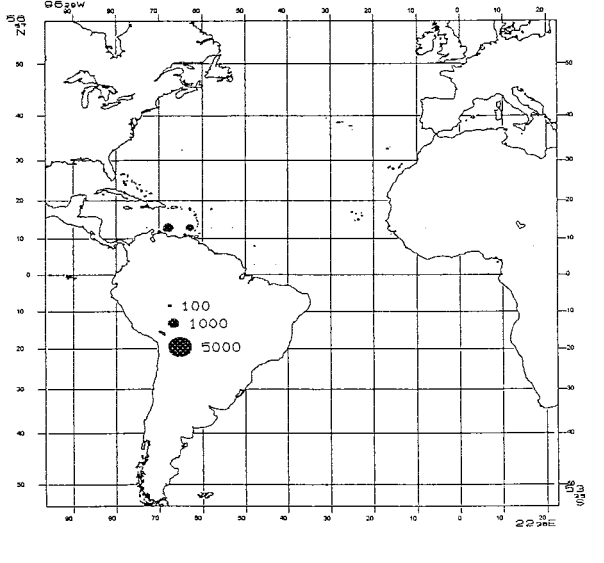
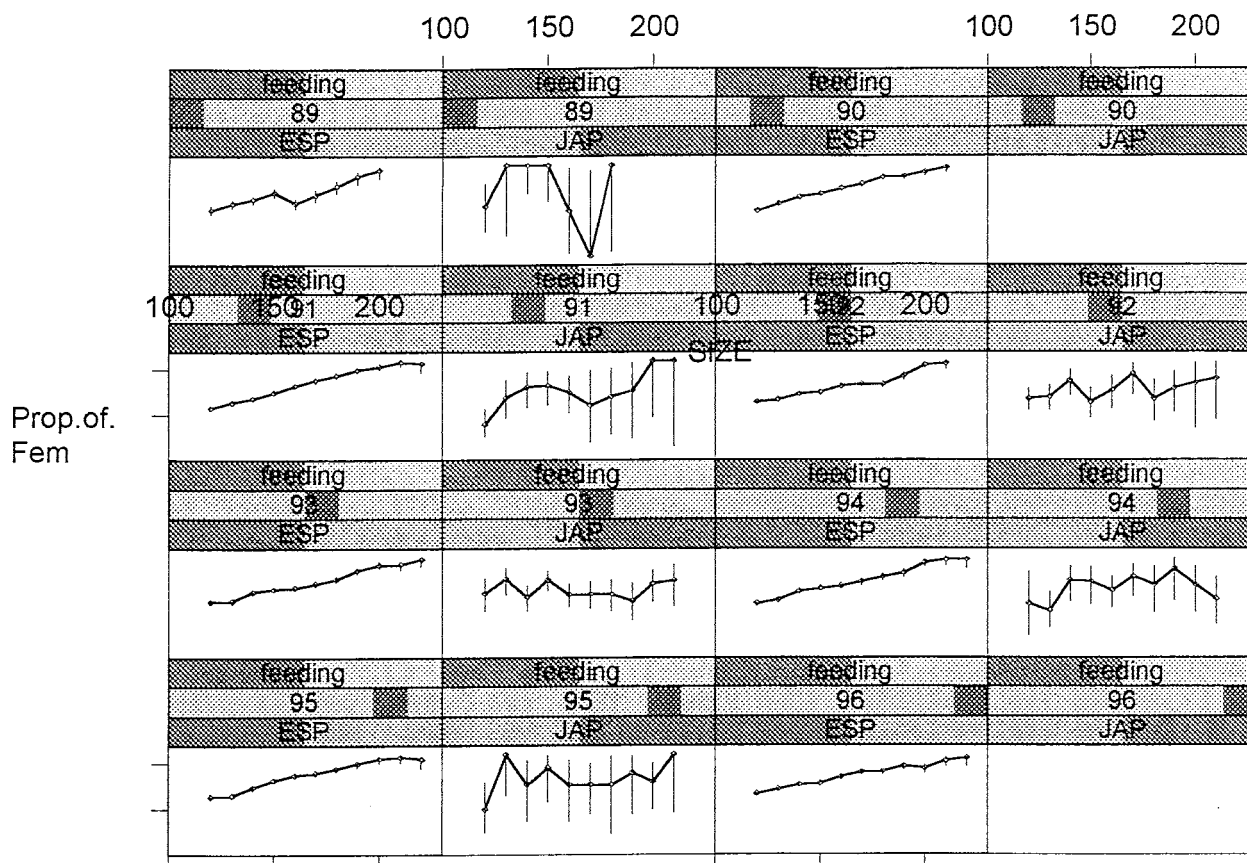


Fig. 2. Suite.

Spain - Japan 90 % CI row data by region and year
Feeding region



Transition region

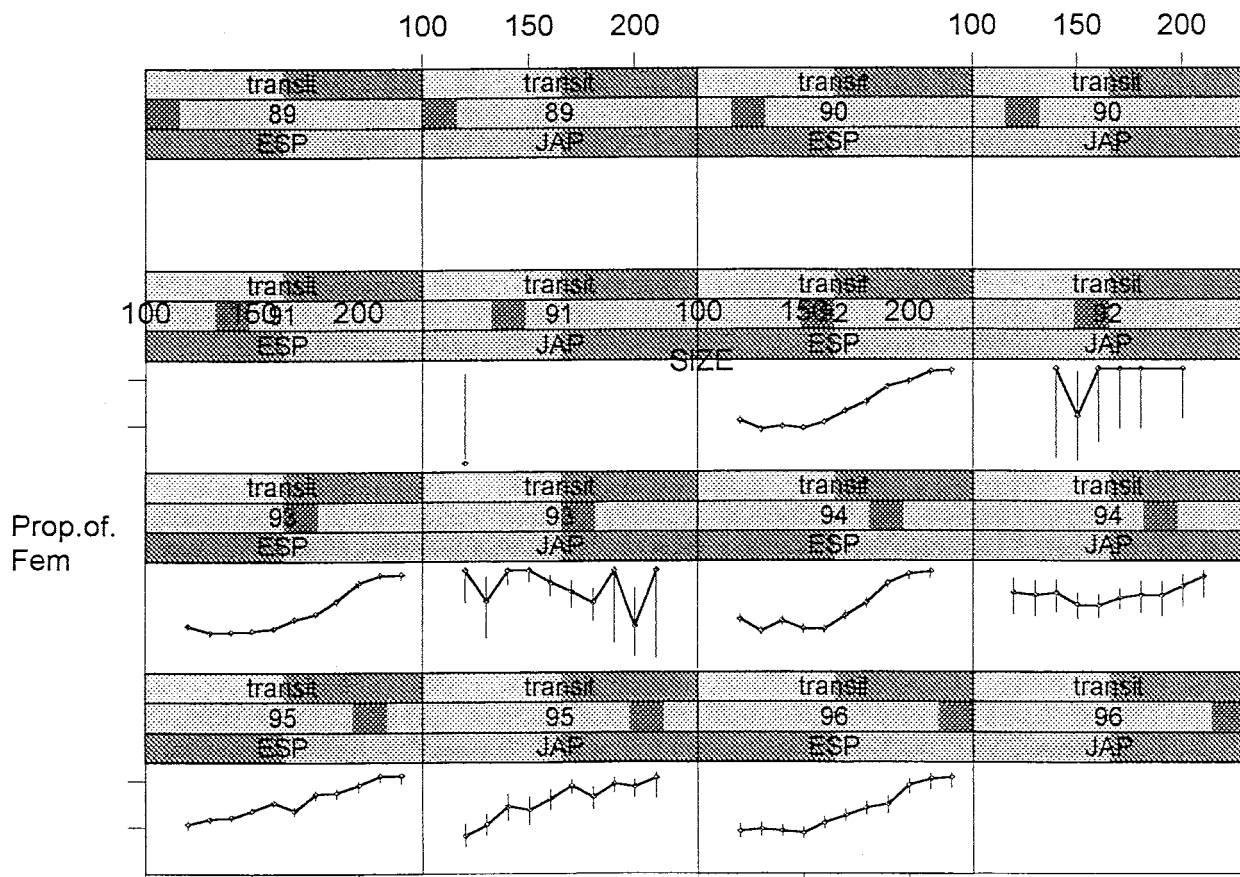
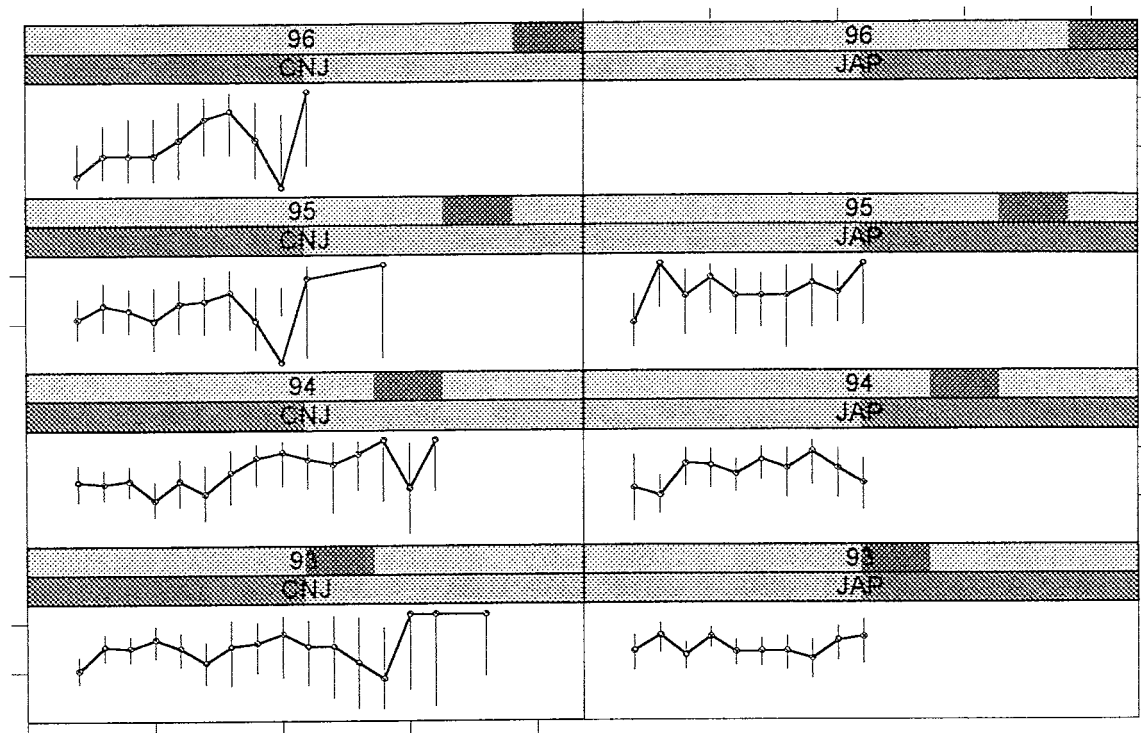


Fig. 3. Sexe-ratios par taille observés (proportion de femelles) avec marge de confiance de 90 % par pêcherie.

Canada-Japan and Japan, 90% CI row data



Canada-Japan Japan 90% CI row by year

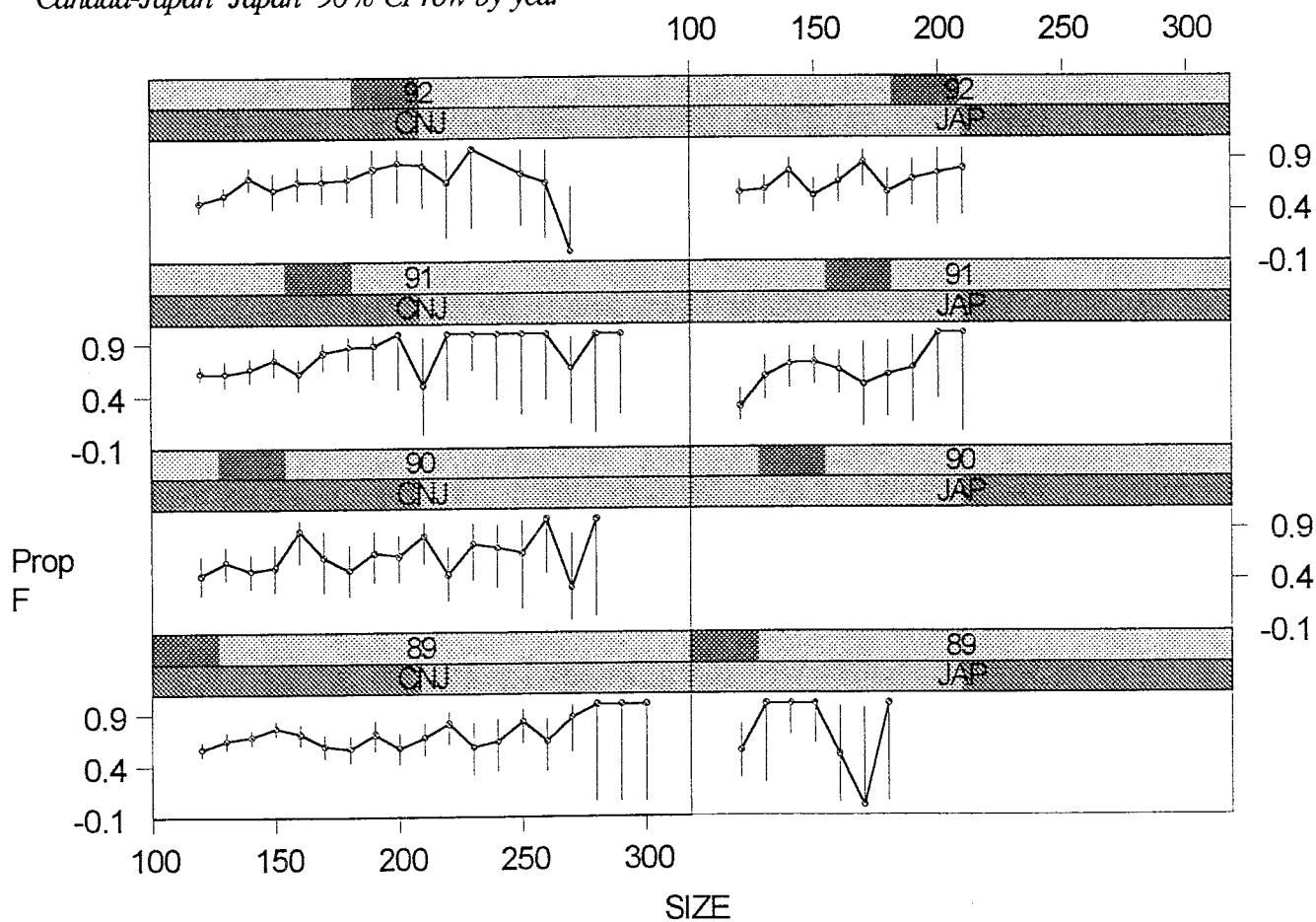
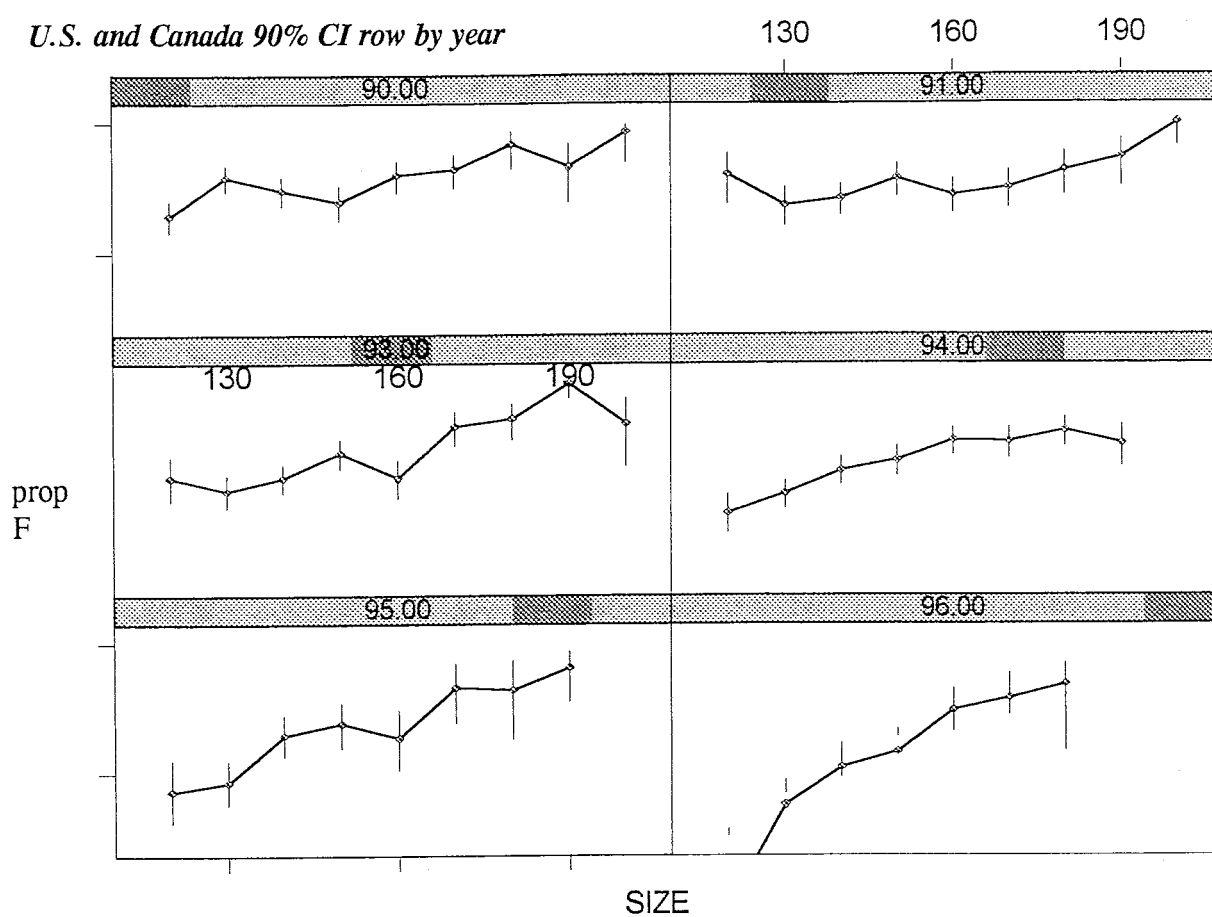


Fig. 3. Suite.

U.S. and Canada 90% CI row by year



U.S. and Venezuela 90% CI row by year, transition

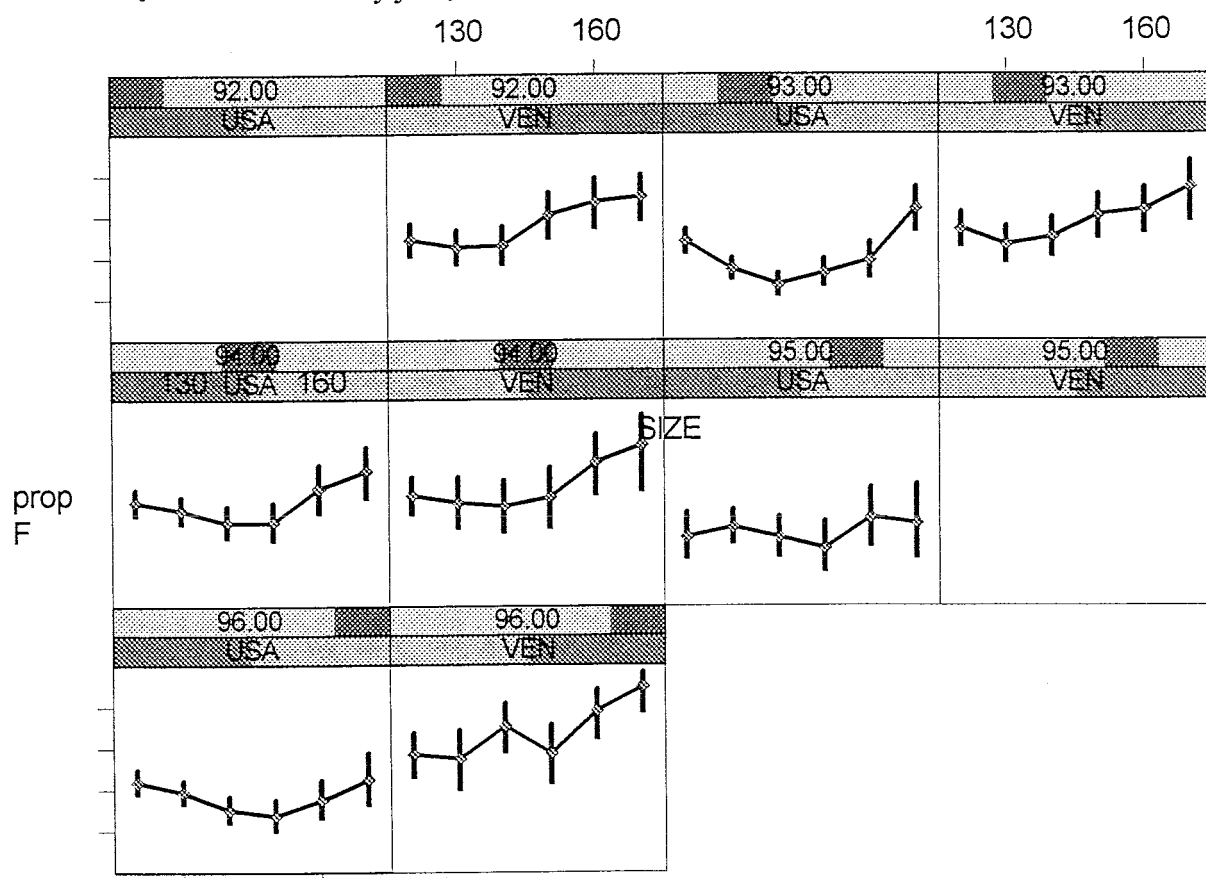


Fig. 3. Suite.

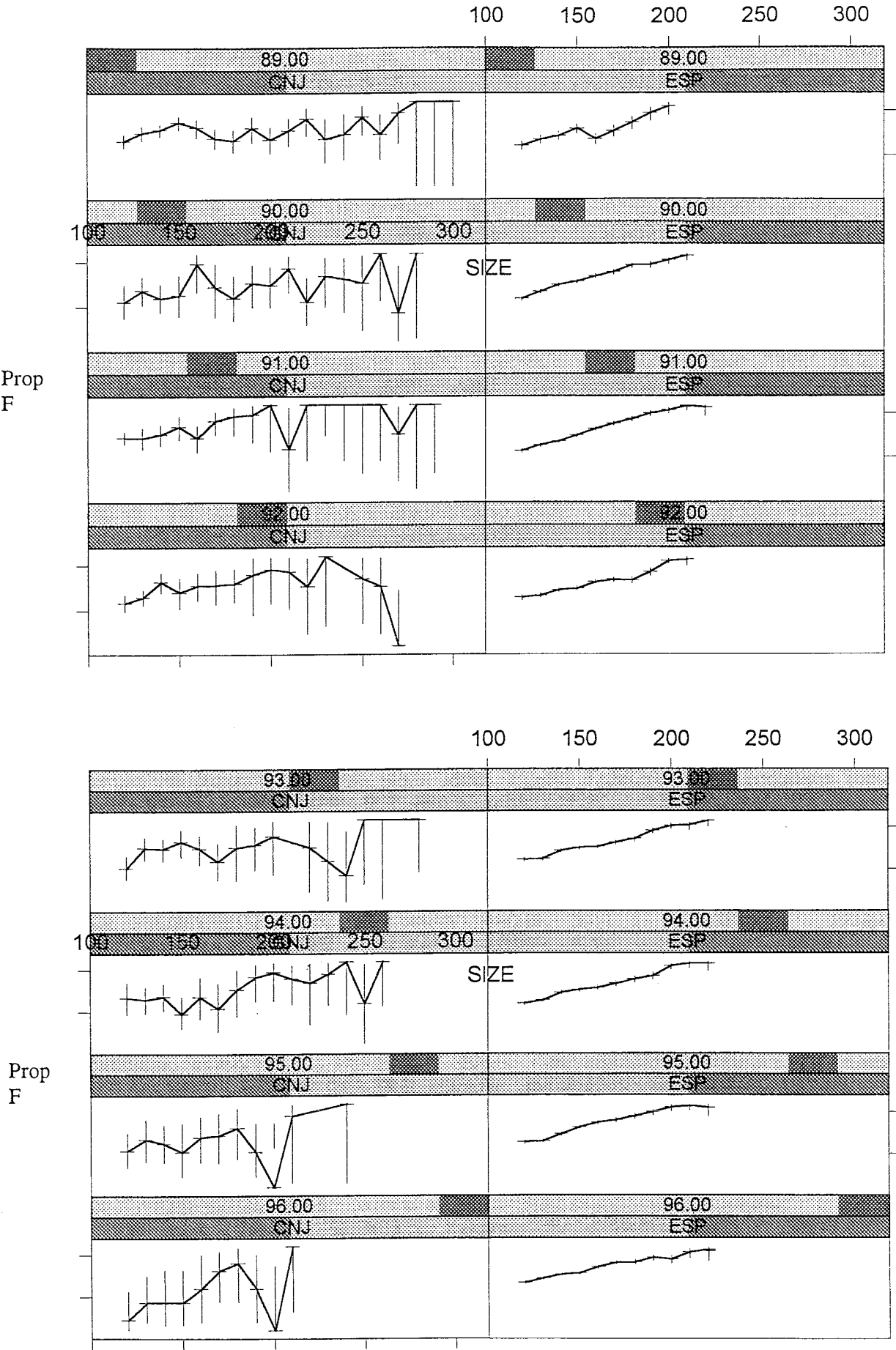
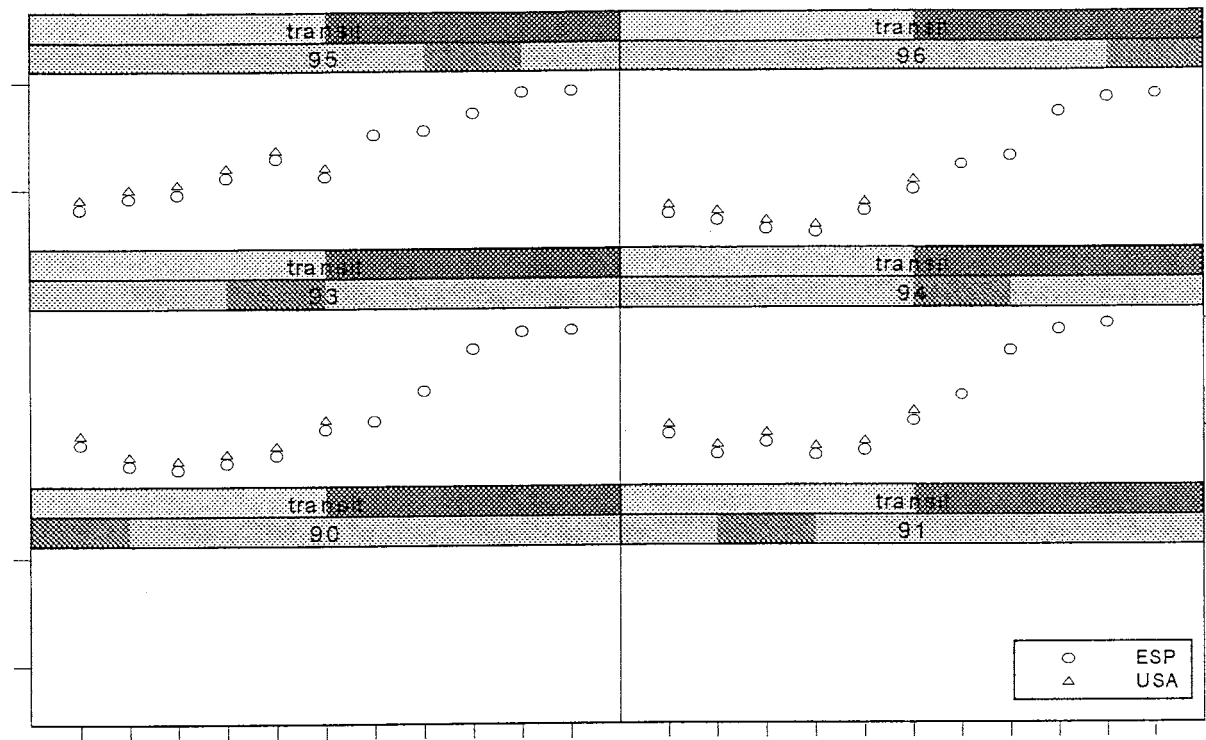


Fig. 3. Suite.

US Spain predicted SRS (GLM) by region and year longline



US Spain predicted SRS (GLM) by region and year longline

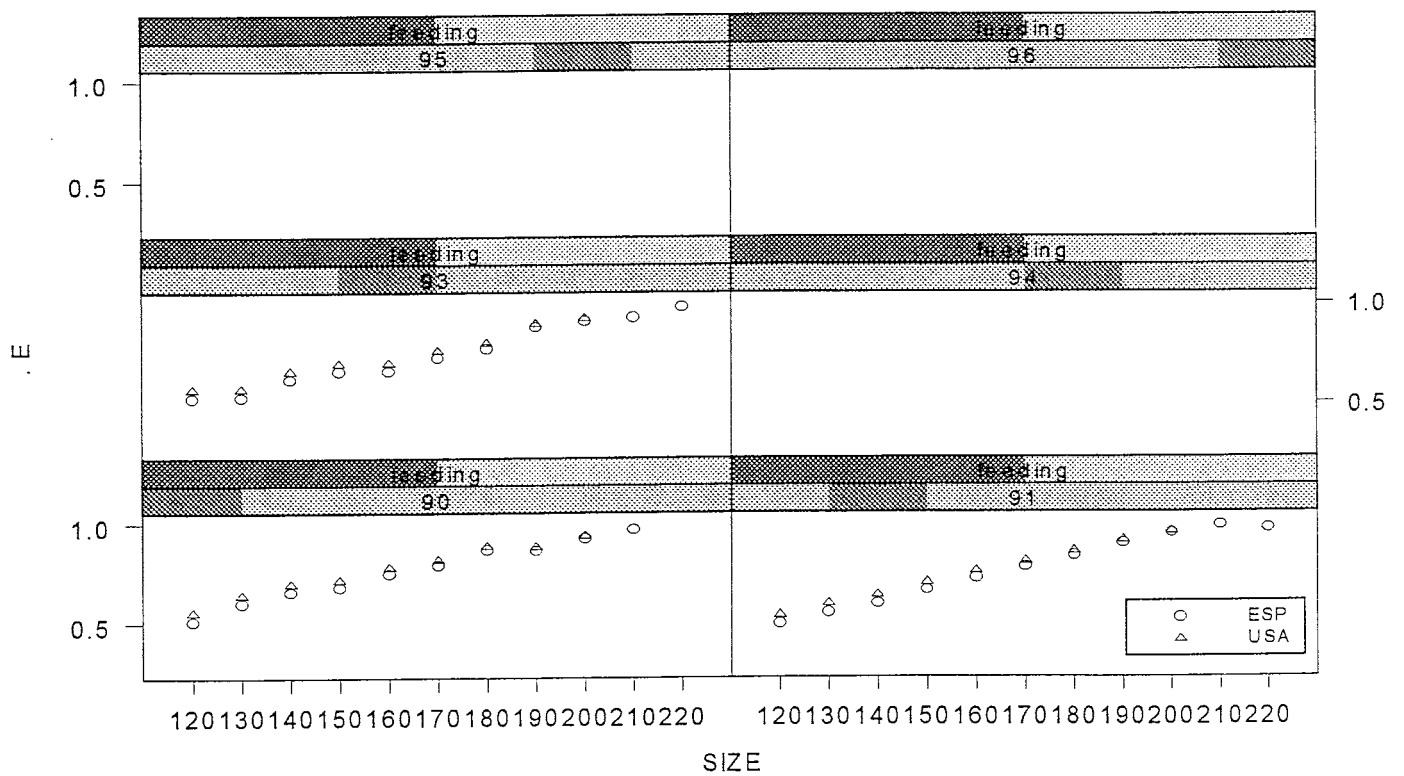


Fig. 4. Sexe-ratio par taille des Etats-Unis et de l'Espagne prédit par GLM (proportion de femelles) par région biologique (trophique et de transition) et par année.

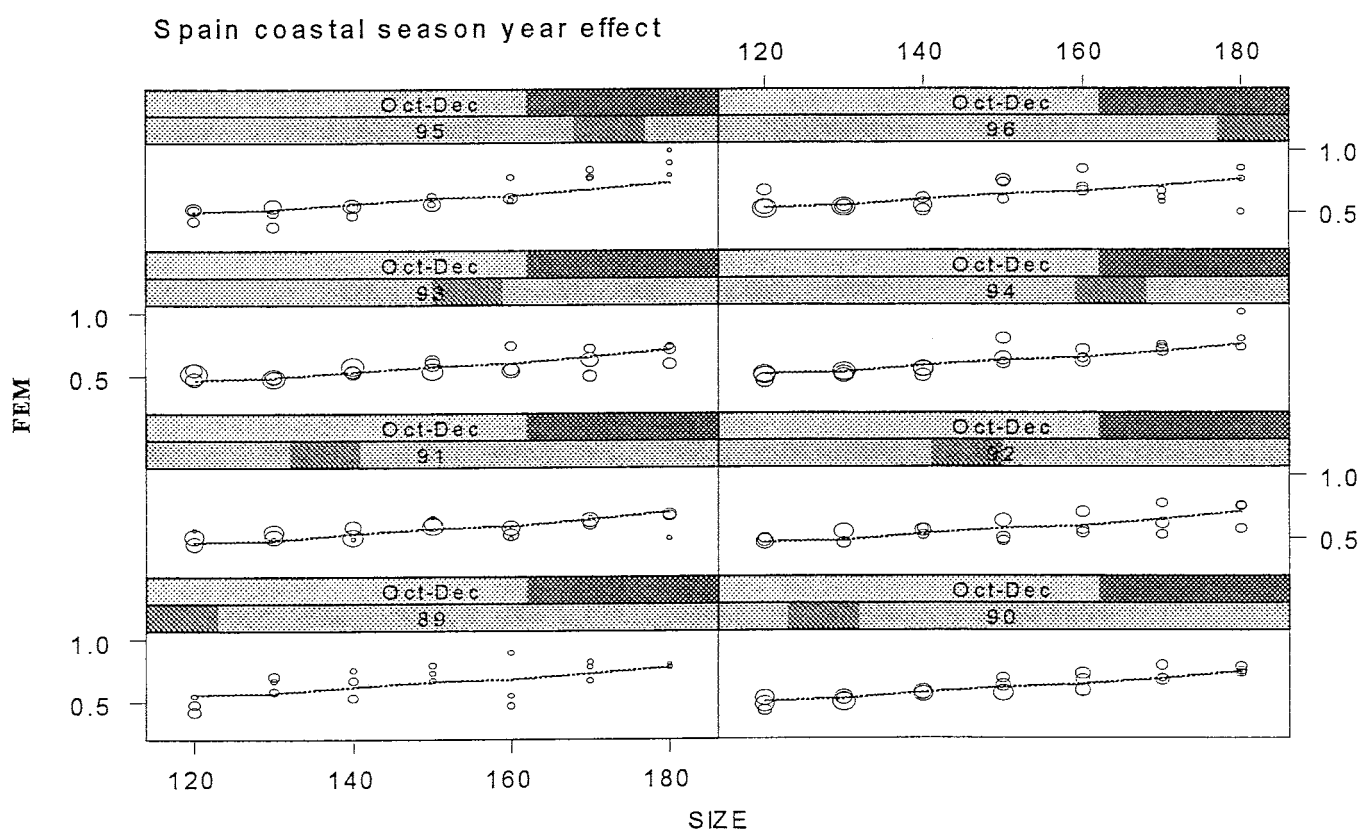
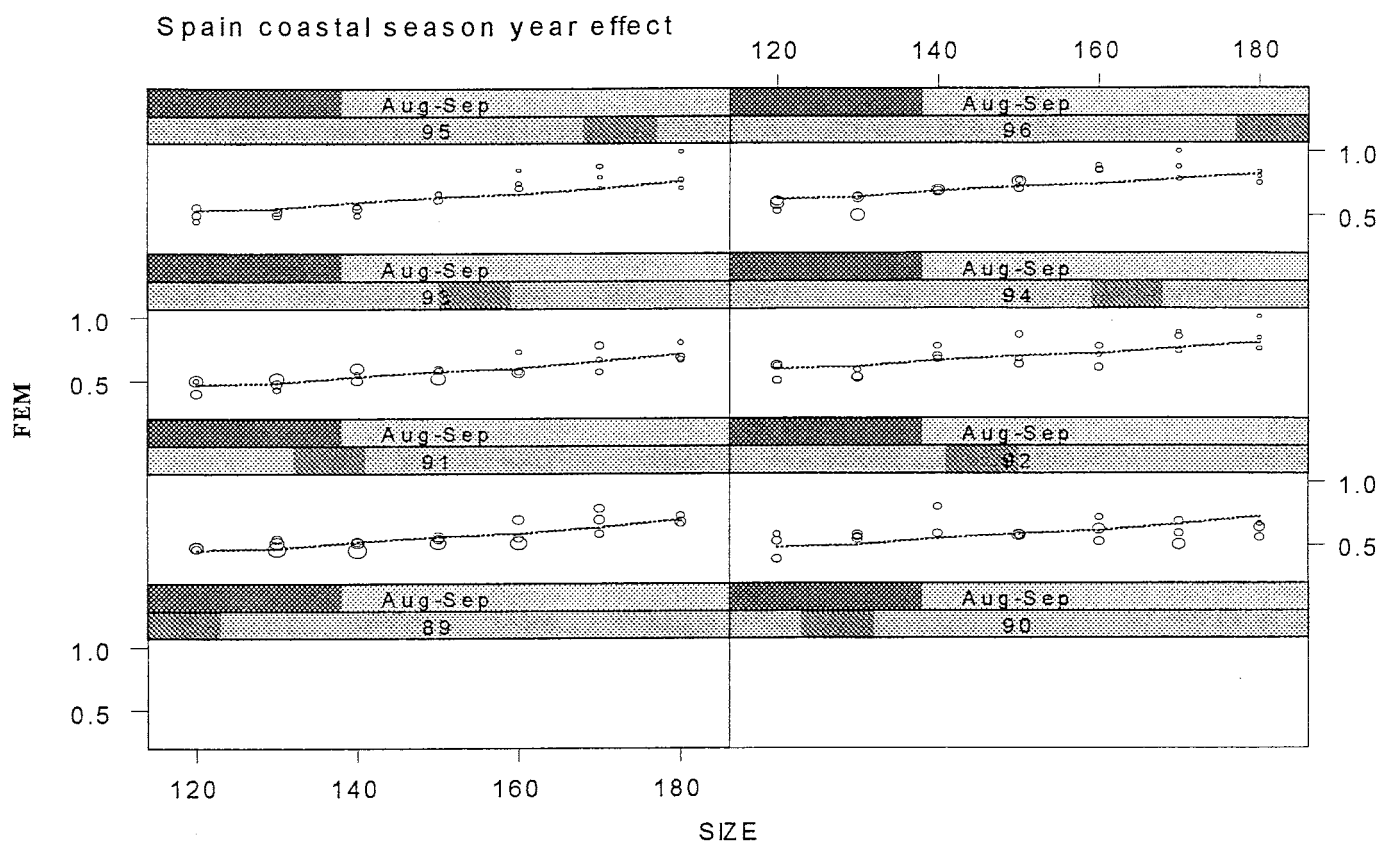


Fig. 5. Moyenne de la palangre côtière espagnole (3 petites zones au large de l'Europe et de l'Afrique du Nord) observée (cercles proportionnels au nombre de poissons dont le sexe est déterminé) et sexe-ratio par taille prédit par GLM (proportion de femelles) par zone et par trimestre.

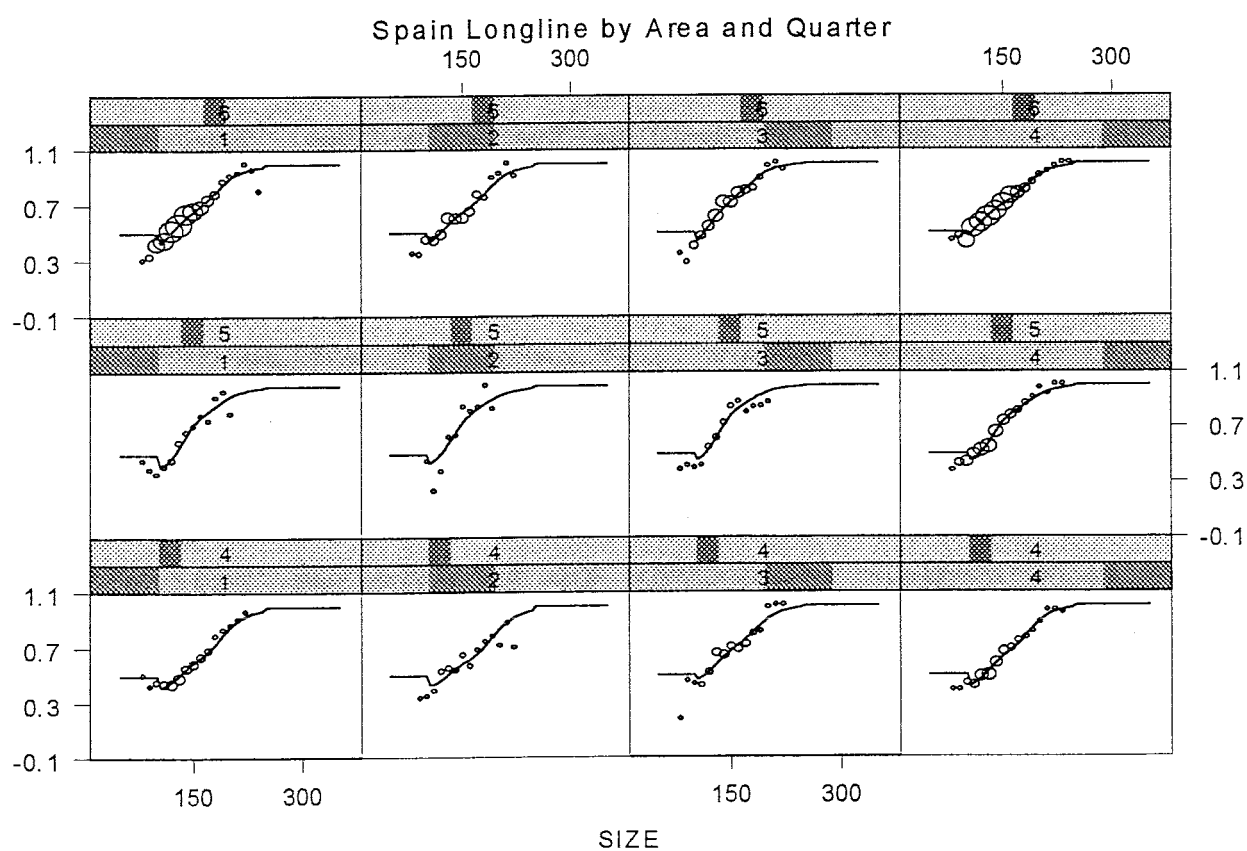
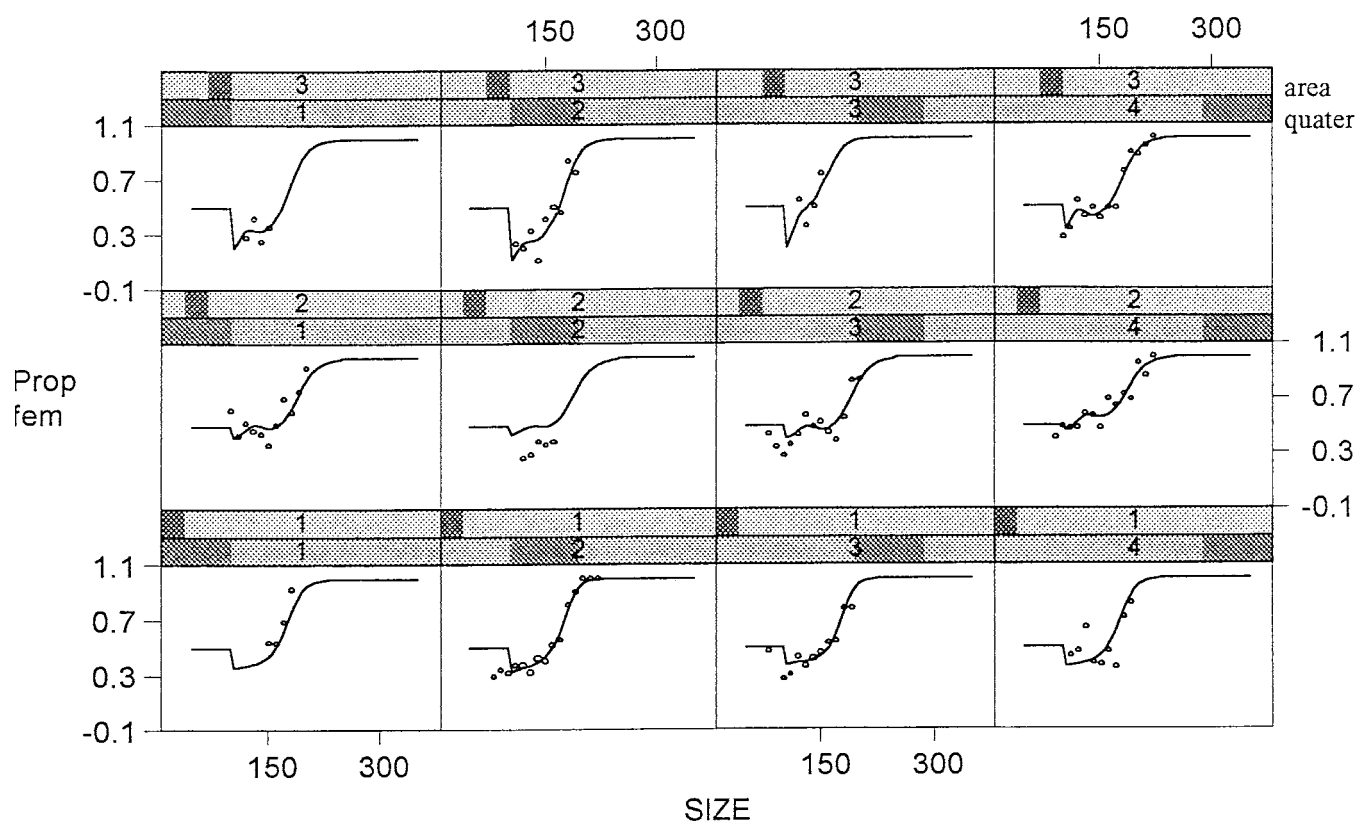


Fig. 6. Sexe-ratio par taille (proportion de femelles) observé (cercle ouverts) et estimés par GAM (lignes) pour la pêche palangrière espagnole d'espadon, par zone et par trimestre, pour des années regroupées.

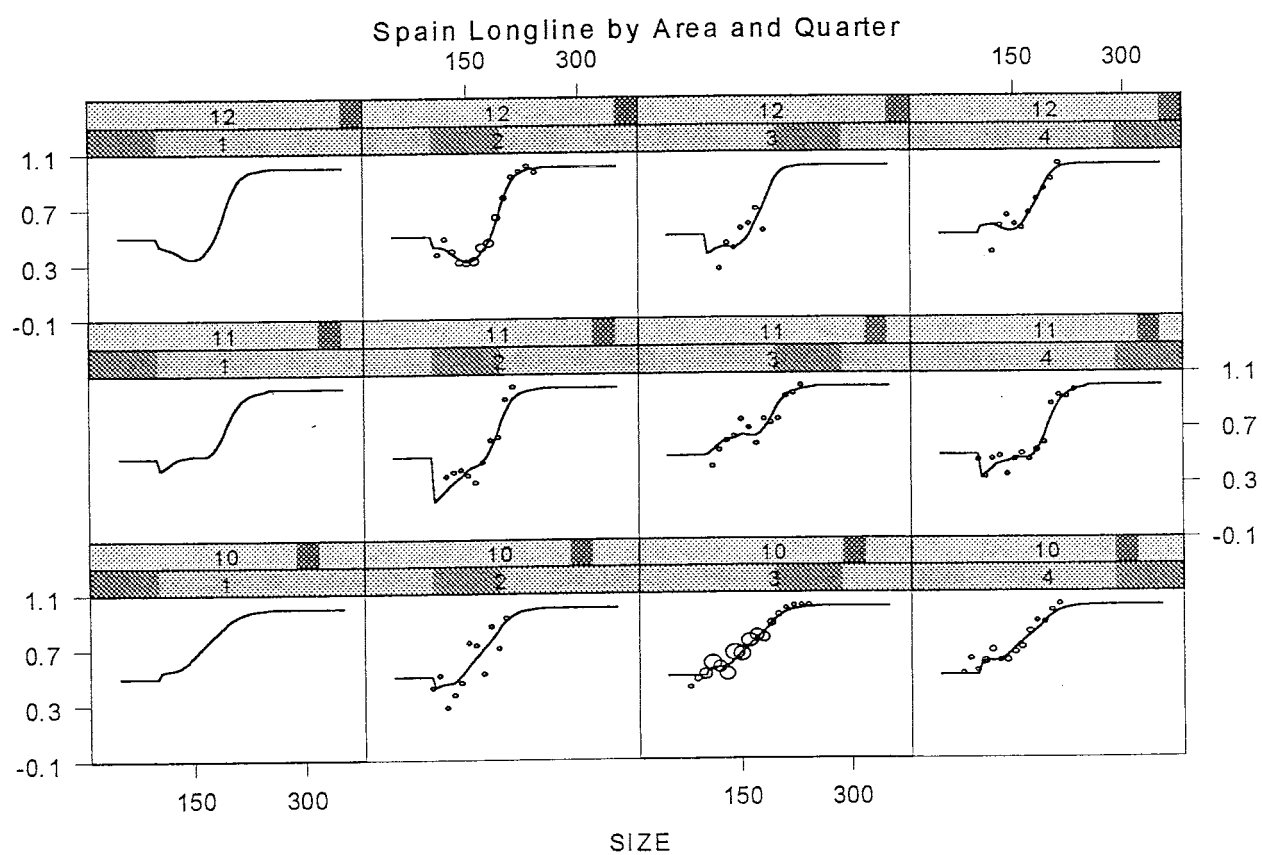
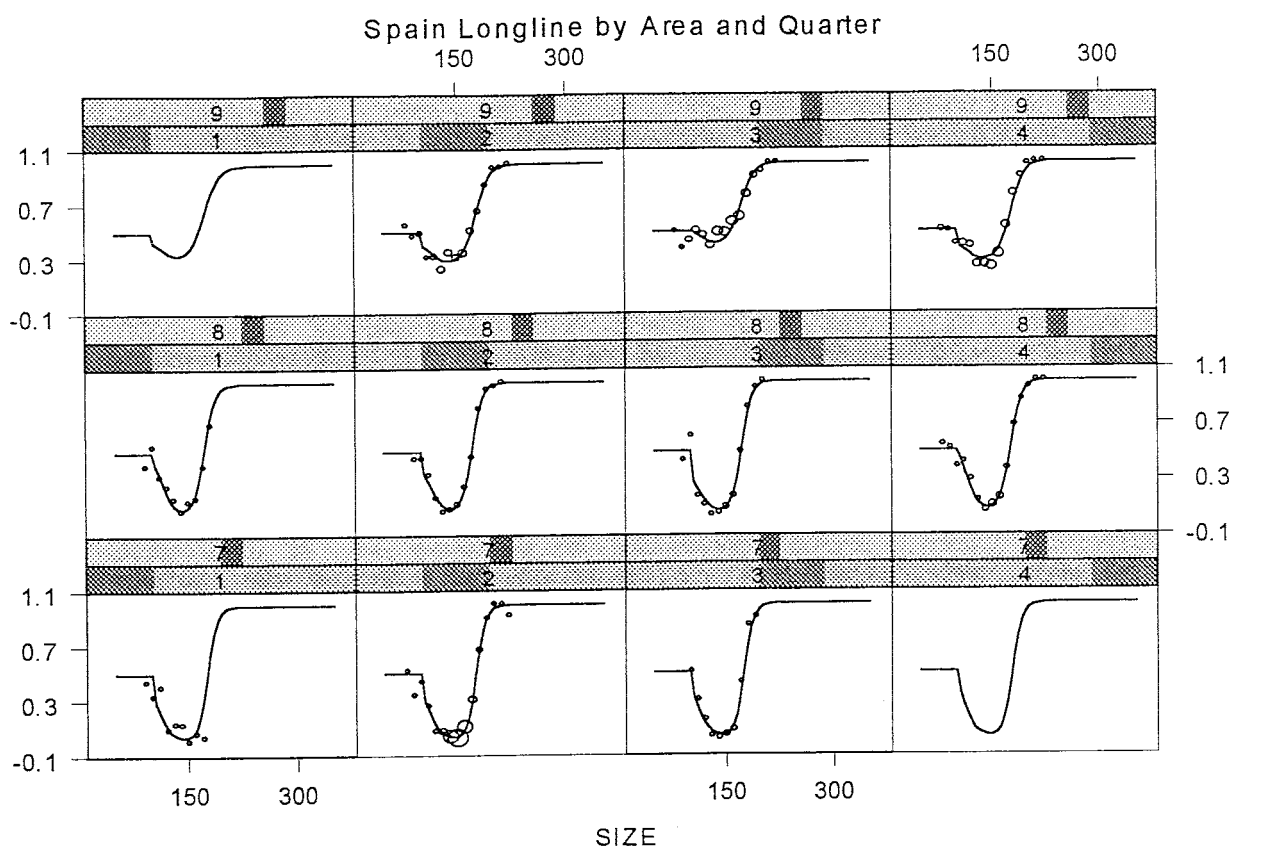


Fig. 6. Suite

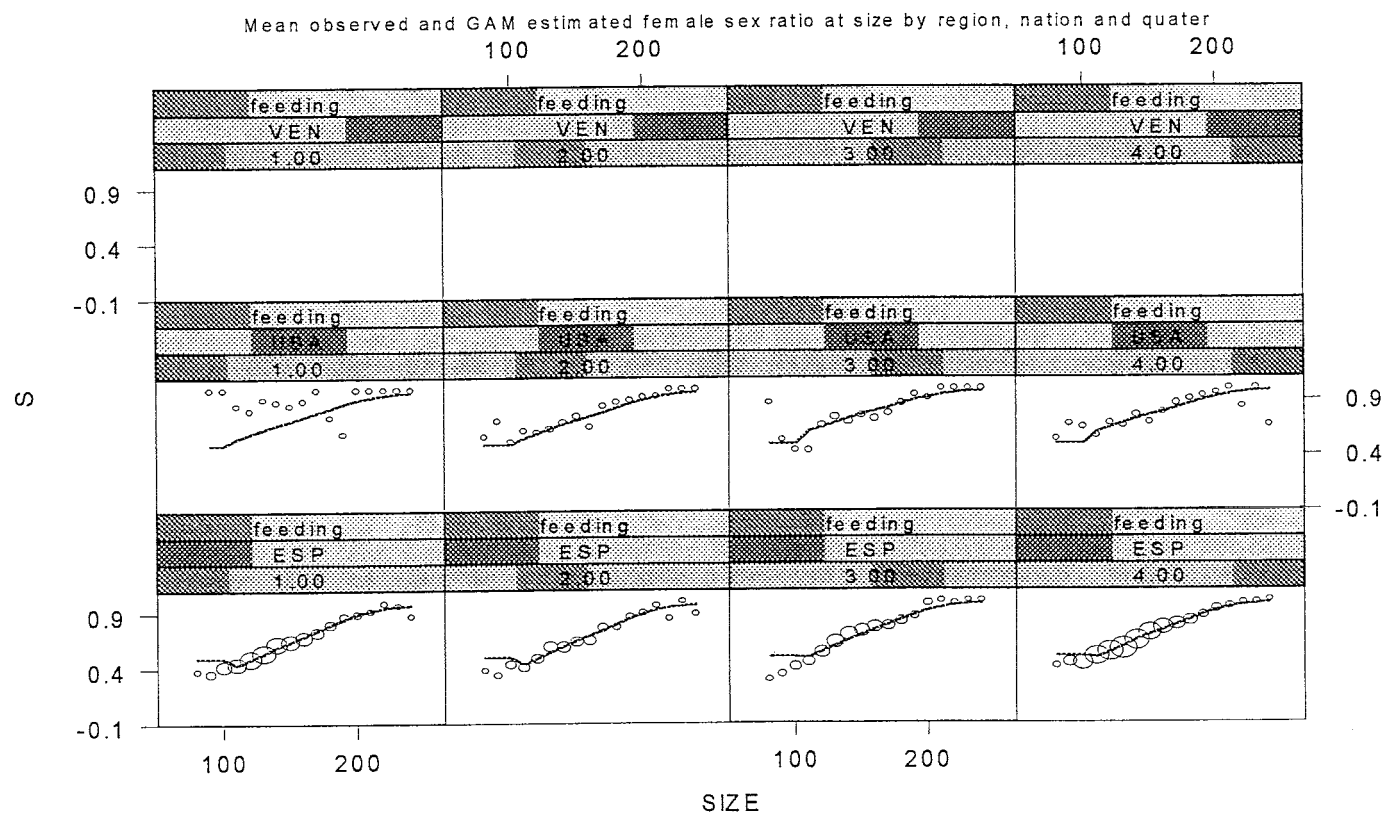
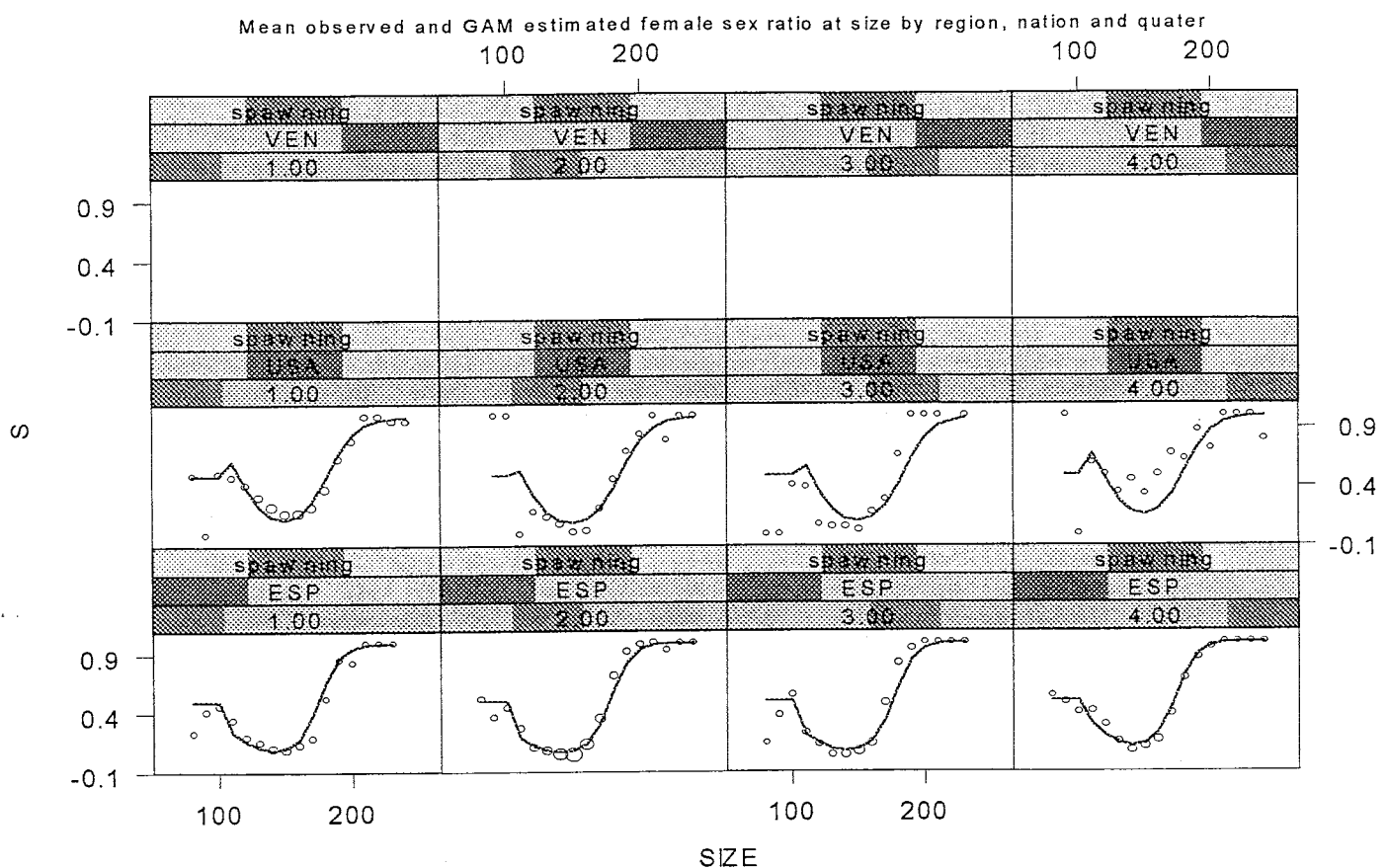


Fig. 7. Moyenne observée (cercles) et sexe par taille estimé par GAM (proportion de femelles) par région biologique, pêcheries et trimestre.

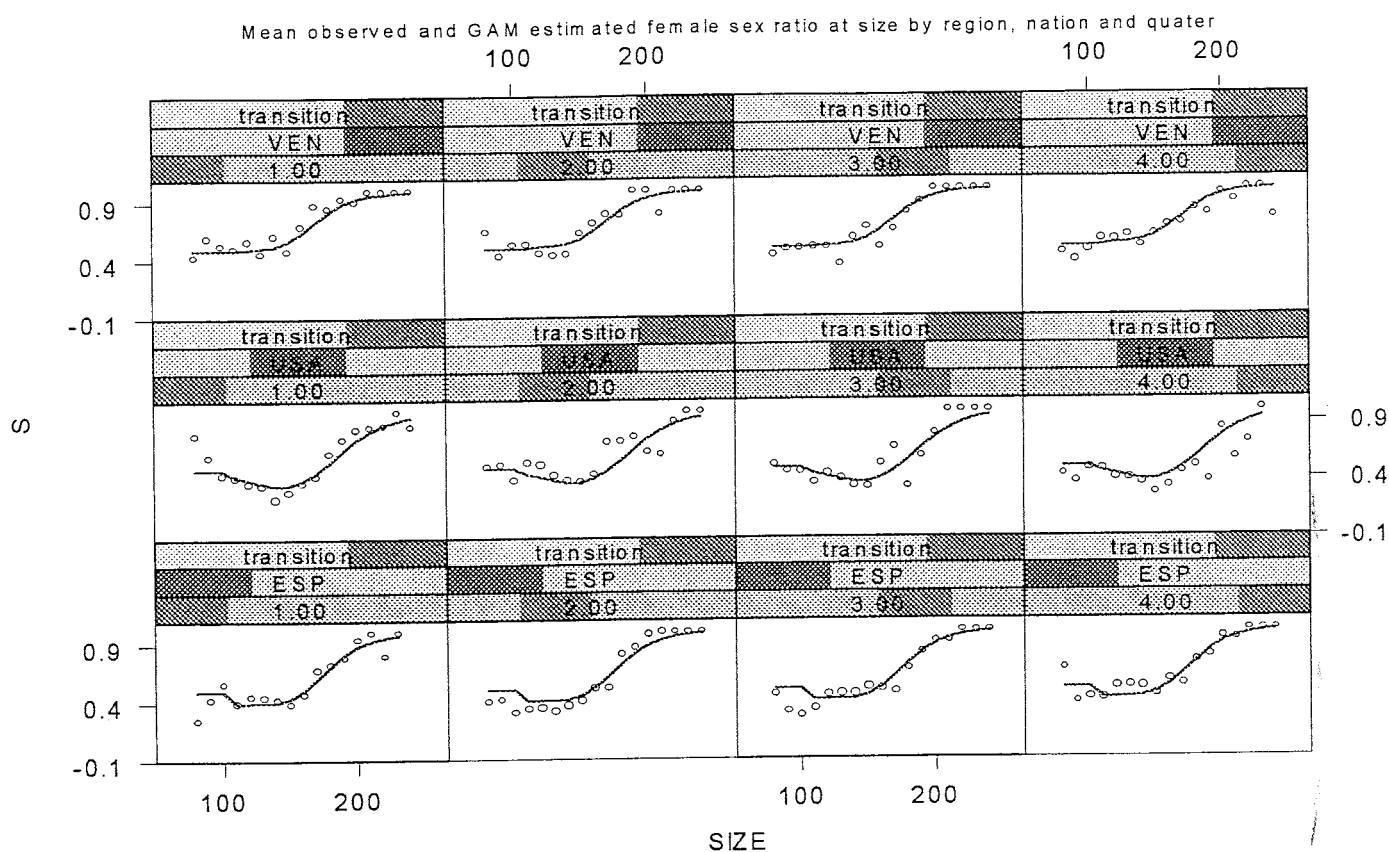


Fig. 7. Suite.

Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation

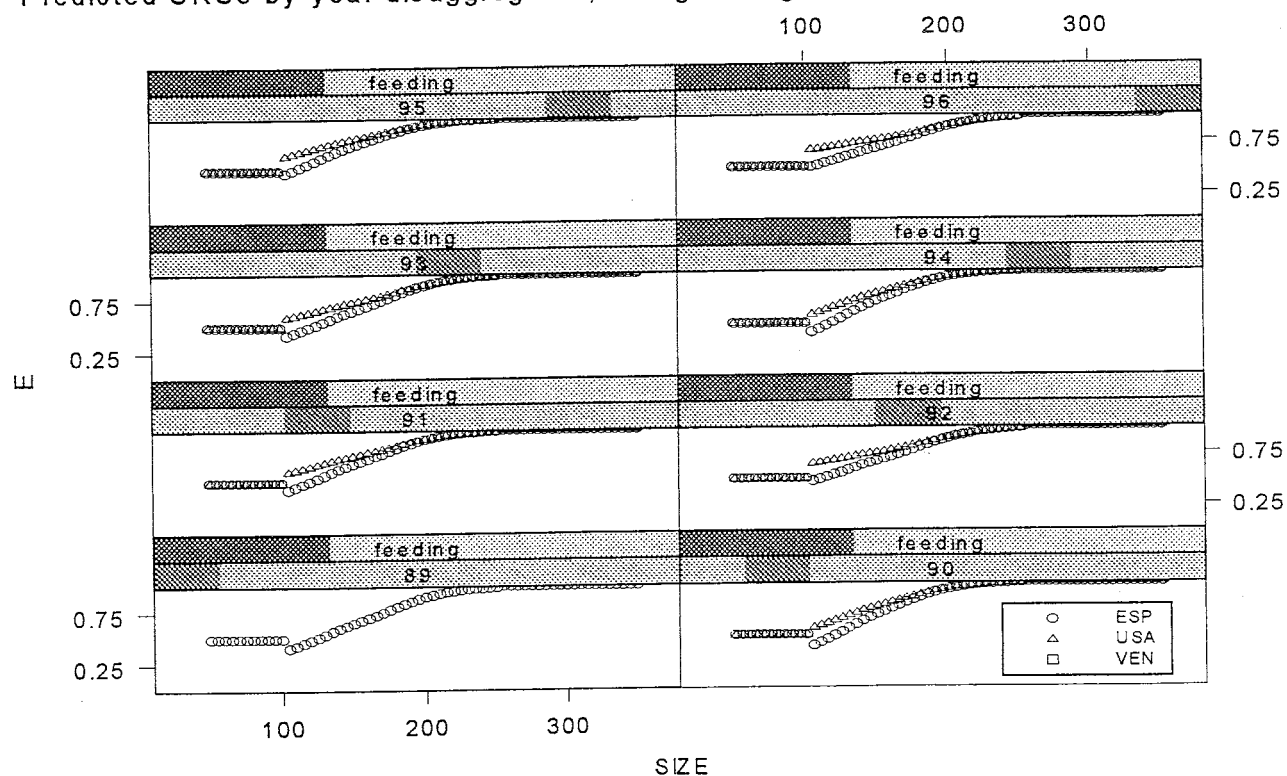
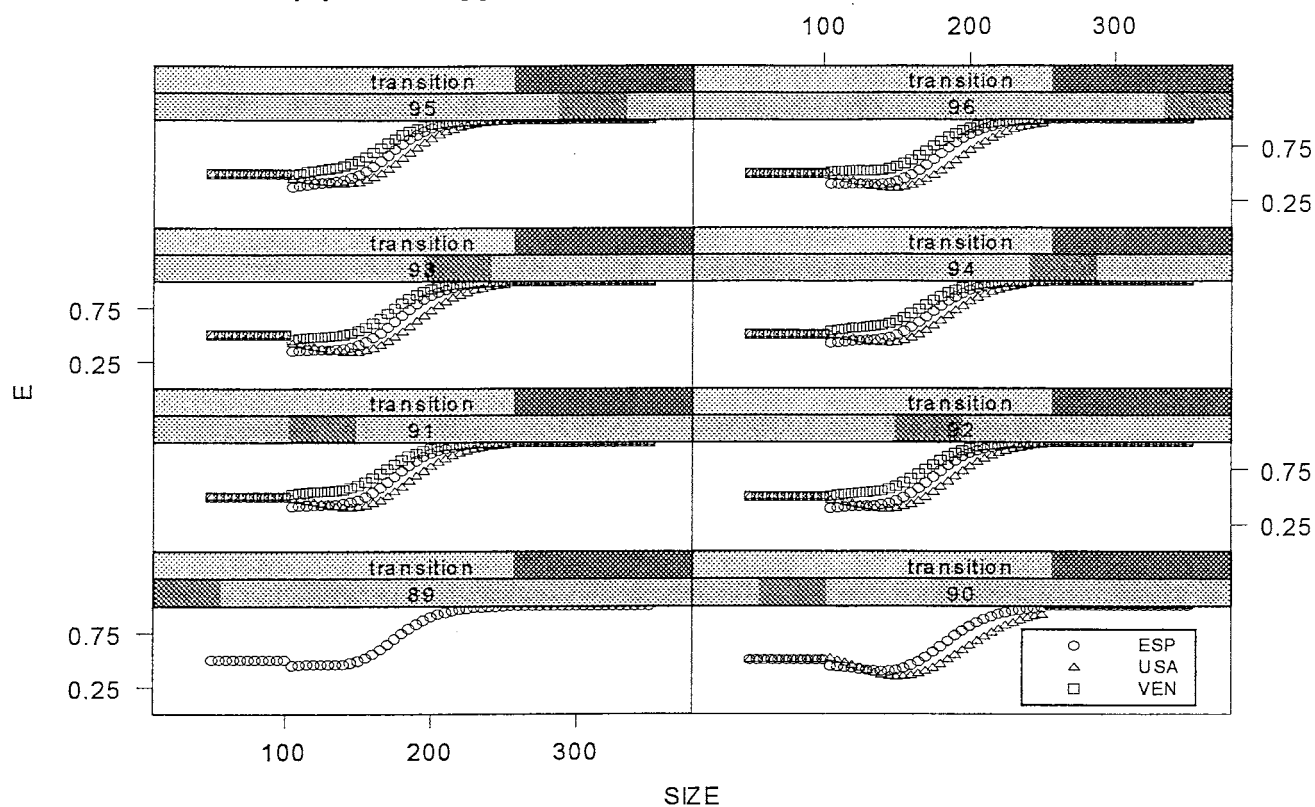


Fig. 8. Moyenne observée (cercles) et sexe-ratio par taille (proportion de femelles) estimé par GAM par année, région biologique et pêcheries.

Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation



Predicted SRSs by year disaggregated, biological region and Nation

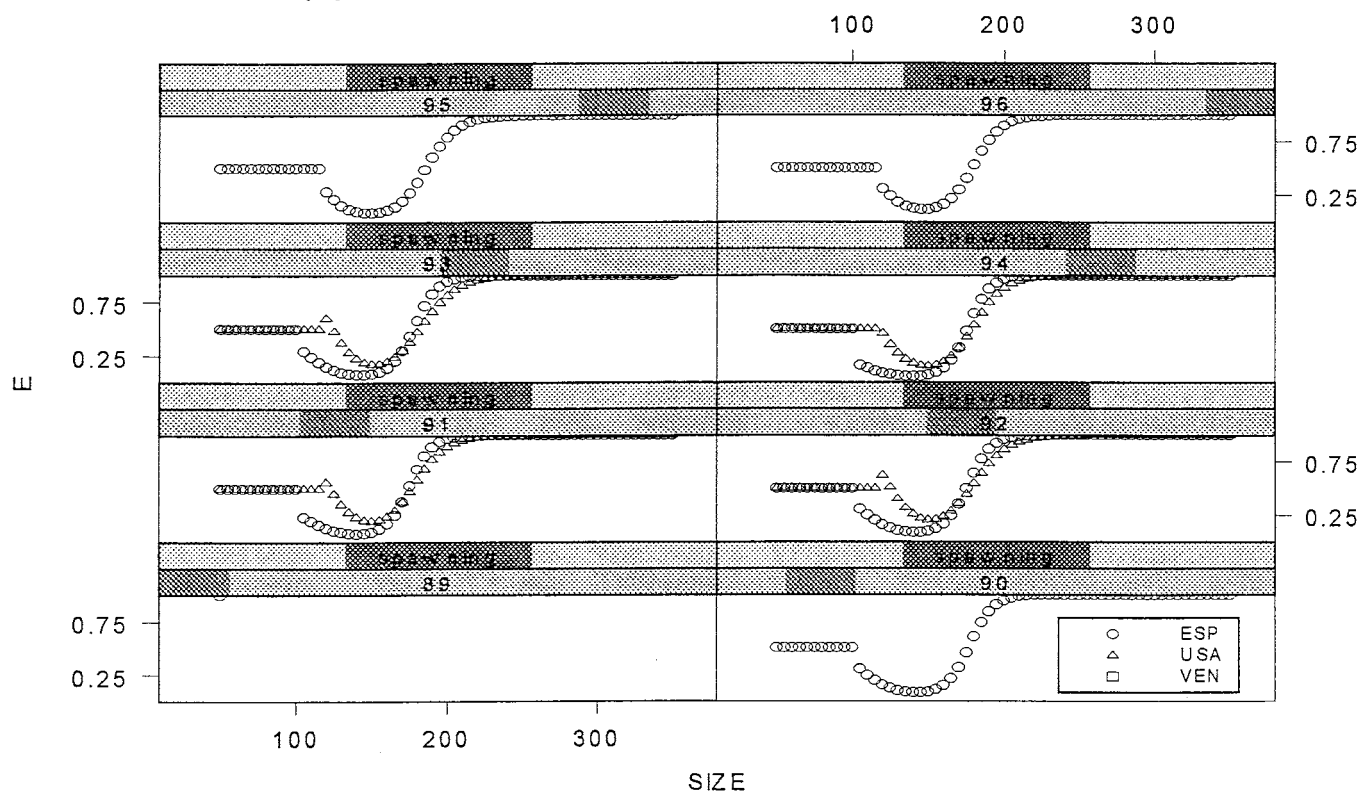


Fig. 8. Suite.

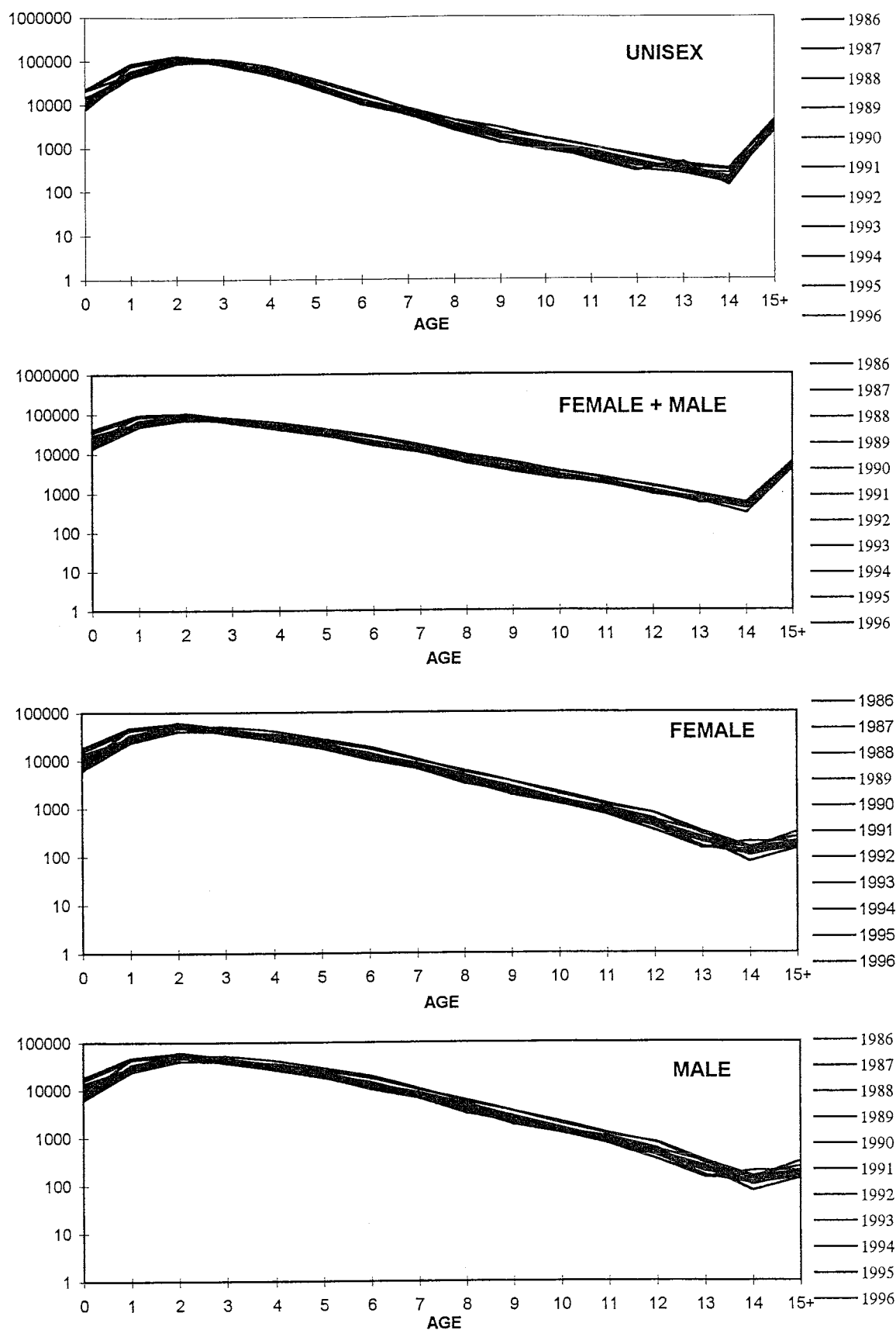


Fig. 9. Comparaisons de la prise par âge entre détermination unisexe de l'âge, femelle et mâle combinés après âgeage spécifique du sexe, et mâle et femelle.

**INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT PARA EL DESARROLLO
DE MÉTODOS ESTANDAR PARA ESTIMAR LA CAPTURA
DE PEZ ESPADA POR EDAD Y POR SEXO**

Hamilton, Bermudas - 21 a 27 de enero de 1998

SCRS/98/18

1. Apertura de la reunión

De acuerdo con la decisión tomada por el SCRS en 1997, se celebró una reunión destinada a establecer métodos estandar para estimar la captura de pez espada por edad y por sexo. Esta reunión tuvo lugar en el Hotel Princess, de Halmilton, Bermuda, por invitación del gobierno de Bermuda. La reunión fue inaugurada por el Sr. John Irving Pearman, Ministro del Medio Ambiente. El Sr. Pearman dio la bienvenida a todos los participantes y dijo que su Gobierno estaba muy interesado en el trabajo de la reunión, ya que se preocupaba por la conservación de los recursos marinos y el entorno natural. Deseó al Grupo mucho éxito en sus tareas.

Los participantes procedieron a presentarse. Se encontraba allí el presidente del SCRS, científicos de Canadá, Japón, España, Reino Unido (Bermuda) y Estados Unidos de América, así como miembros de la Secretaría de ICCAT. El Grupo lamentó la ausencia de científicos de otros países que pescan cantidades importantes de pez espada. La Lista de participantes de adjunta como **Apéndice 2**.

2. Adopción del Orden del día y disposiciones para la reunión

El Orden del día provisional, que había sido distribuido con anterioridad, fue adoptado con algunas modificaciones. Se adjunta como **Apéndice 1**.

El idioma de trabajo era el inglés, por lo que se decidió redactar el informe en dicho idioma, siendo posteriormente traducido al español y francés en la Secretaría de ICCAT.

Los documentos presentados oficialmente a la reunión figuran en el **Apéndice 3**.

3. Nombramiento de presidencia para la reunión

La Dra. Julie Porter (Canadá), relatora del Grupo para el Pez Espada, fue elegida por unanimidad para presidir la reunión en curso.

4. Examen de los objetivos de la reunión y antecedentes

4.1 Objetivos

El objetivo de la reunión era llegar a un acuerdo respecto a métodos estandar para estimar la captura de pez espada por talla/edad por sexo, para realizar VPAs específicos del sexo destinados a la evaluación del stock de pez espada en 1999. Al finalizar la reunión, deberían quedar a punto los métodos para calcular la captura de pez espada por sexo y por edad.

4.2 Antecedentes

Los científicos que habían asistido a la Sesión ICCAT de Evaluación de Stock de pez espada (Halifax, Nova Scotia, octubre de 1996) se mostraron preocupados por las diferencias existentes entre Canadá, España, Estados Unidos e ICCAT, respecto a: (1) el cálculo de estimaciones de sex ratio por talla y/o (2) la aplicación de tales estimaciones en el cálculo de la captura por talla. Los científicos se mostraron también preocupados por el hecho que los enfoques eran lo suficientemente diferentes para que la adopción de cualquiera de ellos para todas las pesquerías pudiese tener

como resultado importantes diferencias en la captura por edad y por sexo. Canadá y Estados Unidos tienen muestras pequeñas en muchos estratos de año, zona y temporada y usaban métodos analíticos para estimar las proporciones de hembras según la talla; así los científicos de los países mencionados usaban enfoques de regresión para nivelar los datos y también calcularon la proporción de sexos por talla para zonas amplias. España tiene muestras grandes y calculó las proporciones de hembras observadas en sus muestras en muchas zonas, generalmente pequeñas, por todo el Atlántico nordeste y el Atlántico sur. España y Canadá agruparon muestras de varios años, mientras que Estados Unidos calculó las proporciones anuales de hembras por talla, si bien en el caso de muchos estratos año/zona, se tuvo que sustituir la información de otros años. Además, los tres países tenían diferentes supuestos sobre las proporciones de hembras de tallas pequeñas y grandes.

El Grupo recomendó que se llevase a cabo un proyecto internacional para analizar la metodología que había sido aplicada con anterioridad, y que después se buscasen enfoques estándar para el tratamiento de los datos de proporción de sexos en el pez espada y para obtener la captura por talla y por sexo. Como mínimo, el Grupo debía considerar (1) la estratificación por zona, año, temporada y/o arte, (2) el empleo de estimaciones observadas o niveladas de sex ratio por talla, sobre todo, dada la amplia gama de tamaños de muestras que estaba disponible, (3) el grado de diversidad entre varios estratos de tiempo, zona y pesquería para evaluar la fiabilidad de las sustituciones en el conjunto de los estratos, y (4) métodos afines para calcular la captura por talla y por sexo. Se recomendó que todos los países que tuviesen pesquerías de pez espada de cierta importancia y aquellos que tuviesen información sobre la sex ratio del pez espada, participasen en este Grupo de Trabajo. Se pidió a Estados Unidos (S. Turner) que iniciase los contactos y coordinase las actividades.

5. Informe sobre el trabajo por correspondencia

Antes de la reunión del SCRS de 1997, el Coordinador del Grupo de Trabajo (S. Turner) obtuvo todos los datos sobre las sex ratio por talla del pez espada en el Atlántico y se hizo una selección previa.

En el curso de la reunión del SCRS en 1997, el Grupo para el Pez Espada se reunió en varias ocasiones. Sirviéndose de análisis comparativos, basados en datos de CPUE nominal por sexo y zona, el documento SCRS/97/32 describía los tipos de sex ratio por talla (SRS) en relación con la biología y comportamiento del pez espada. Estos análisis han llevado al Grupo a considerar tres tipos de pauta en el Atlántico: alimentación, desove y transición, que están bien descritos e ilustrados en el documento SCRS/97/32. Los estratos geográficos (que a partir de ahora llamaremos "regiones biológicas") en las que se consideró que los SRS correspondían a dichas pautas se presentan en la **Figura 1**. También, durante la reunión del SCRS de 1997, el Grupo del Pez Espada examinó los datos de sex ratio, corrigiendo los errores. Se establecieron comparaciones y se definieron de nuevo las regiones basándose en datos más amplios y actualizados y se diseñaron mapas de la distribuciones de SRS por país (**Figura 2**). Al finalizar la reunión, los datos de sex ratio estaban listos para hacer análisis comparativos destinados a estudiar el problema de cómo estratificar la captura por talla y por sexo de pez espada en el Atlántico.

Entre el SCRS de 1997 y la reunión de Bermuda, se llevaron a cabo una gran cantidad de análisis que se presentan en resumen en el SCRS/98/31.

Los documentos SCRS/98/31 y SCRS/98/32 informaban sobre la investigación realizada desde la reunión del SCRS en 1997.

El documento SCRS/98/32, trataba del uso de los modelos lineales generalizados (GLMs) y modelos generales aditivos (GAMs) y de gráficos, para examinar los datos y tomar decisiones relacionadas con la agregación y sustitución de datos. El documento examinaba también un conjunto concreto de datos españoles para tener en cuenta en detalle la influencia de las temporadas, detectándose claros esquemas estacionales. También señalaba que la posibilidad de detectar características de importancia en los datos está limitada por el número de observaciones de que se dispone. Esto afecta la forma de estratificación de los datos, así como la forma de obtener muestras en el futuro. El documento recomendaba que si en el futuro se reduce la recogida de datos, partiendo de los actuales niveles, se realicen recogidas periódicas intensivas para obtener observaciones suficientes y hacer comparaciones detalladas de SRS.

El SCRS/98/31 informaba acerca de un cierto número de comparaciones estadísticas entre varios estratos año/país/región, en un intento de determinar cuales podrían combinarse al calcular SRSs agregados. En la mayoría de los casos se encontraron diferencias estadísticas y los autores sugerían que el SRS se calculase por estratos, a la escala más fina posible.

6. Estratos para estimar el sex ratio por talla

6.1 Antecedentes

El SCRS/97/32 (Mejuto *et al*) daba un amplio panorama de los estudios destinados a entender la variación del SRS en el espacio y el tiempo. Si bien los temas son complejos, la opinión general de los miembros del Grupo puede clasificarse en dos líneas: (A) La variabilidad anual del SRS dentro de cada temporada: se supone un estrato geográfico aleatorio con una tendencia a largo plazo insignificante y una pequeña variabilidad entre estratos en relación con el SRS. Aquí, los estratos de estacionales y geográficos se consideran unidades importantes que reflejan adecuadamente las pautas de comportamiento del pez espada, por ejemplo, respecto a la pautas migratorias y la distribución estacional de las flotas; (B) Además de la variabilidad estacional relacionada con el comportamiento del pez espada y la distribución de la flota, podrían producirse cambios anuales en el SRS, debidos, por ejemplo, a una mortalidad diferencial por sexo/talla.

El examen de Mejuto *et al* (SCRS/97/32) presenta tres supuestos como base de (A): 1) En un estrato zona/temporada determinado, las diferencias básicas en las proporciones de hembras por talla se deben a un crecimiento diferencial por sexo; 2) Se supone que las tasas de crecimiento según el sexo no cambian con el tiempo, y 3) La variabilidad a escala fina (temporada/zona) en el SRS se debe a una diferente disponibilidad por talla/sexo, provocada por diferentes pautas migratorias que son relativamente estables a lo largo de los años. Quienes propugnan el postulado (B), podrían hacer uso de los tres mismos supuestos, pero, además, supondrían que el SRS se ve afectado en el tiempo por cambios anuales en las tasas globales de mortalidad así como la selectividad de los peces según la talla.

Como se ha explicado más arriba, las dos tesis (A y B) no se diferencian mucho en sus postulados de base. De hecho, se podría decir que A es un caso especial de B. El principal elemento que haría que un científico prefiriese una tesis a otra, es de tipo práctico: estriba en la aptitud para obtener estimaciones sólidas de SRS en los estratos más finos posibles, con los datos disponibles, sin permitir que los "ruidos en los datos" condicionen los resultados.

En este punto, no parece que el Grupo haya tratado todos los detalles necesarios para plantear preguntas respecto a un tamaño suficiente de muestra, en apoyo de uno u otro enfoque. Queda claro, no obstante, que para detectar auténticas variaciones anuales en el SRS serán necesarios más datos que para asumir una estabilidad a largo plazo. Por otra parte, no se sabe si el hecho de no tener en cuenta la variabilidad entre años en el SRS, podría llegar a encubrir cambios importantes, a lo largo del tiempo, en los parámetros vitales de la población, llegando incluso a condicionar el asesoramiento respecto a ordenación.

Al no contar con todas las herramientas disponibles para tratar estas importantes cuestiones, el Grupo optó por hacer análisis de SRS que, dados los datos con que contaban, darían como resultados los dos tipos de conjuntos de datos (es decir, con variación interanual y sin dicha variación). Se trata de filtrar los conjuntos de datos resultantes en todo el proceso de evaluaciones con VPA, con el fin de calibrar las implicaciones que tendría el inclinarse hacia uno y otro enfoque. Lo ideal sería conjuntar los datos (por ejemplo, zona+temporada en contraste con zona+temporada+año). Desafortunadamente, las limitaciones en los datos son tan importantes que para aumentar las tallas de las muestras, el "área" debe establecerse en unidades más amplias al llevar a cabo los análisis. El Grupo no podía, en ese momento, hacer una comparación adecuada de ambos enfoques.

Los dos enfoques pueden contrastarse como (1) promedio de varios años por pequeños estratos geográficos y (2) promedio anual por grandes estratos geográficos. Se cree que estos tienen diferentes implicaciones para el muestreo futuro. Una de las interpretaciones es que si los SRS por pequeñas áreas son básicamente constantes a través de los años, sólo será necesario hacer muestreo intensivo de forma periódica, para observar si han cambiado las pautas; este tipo de muestreo supone que en el caso de producirse cambios, serán suficientemente lentos como para que no sea necesario llevar a cabo muestreo anual. Si los efectos anuales son importantes o si los cambios en un esquema plurianual fuesen rápidos, entonces sería necesario efectuar muestreo anual. Además de influenciar la captura por talla, estos diferentes enfoques producirían un impacto sobre los cálculos de las tasas de captura por sexo, ya que se usarían los mismos estratos para la captura por talla por sexo y la CPUE por sexo.

6.2 Perspectiva global

Tras una amplia selección de los datos, se observó que se conocía el sexo de 128.302 peces espada atlánticos (SCRS/98/31 y Tabla 1), el 75 % de los cuales procedía de España. Se trata probablemente de la mayor cantidad de datos relacionados con el sexo de cualquier especie de pez en el Atlántico.

Según los datos establecidos por el SCRS en 1997, el Grupo observó que respecto a los amplios datos españoles, había suficientes observaciones para poder hacer análisis detallados a escala muy fina, como por ejemplo, por área pequeña, año y trimestre. No obstante, incluso para ese conjunto de datos había algunos estratos para los que no había suficientes observaciones de peces de sexo conocido para estimar de forma adecuada el sex ratio por talla (SRS) para un estrato tan fino. La situación era incluso peor en el caso de conjuntos más pequeños de datos, procedentes de Estados Unidos, Venezuela, Canadá y Japón. Se hizo un prolongado examen de los datos, intentando identificar estratos que podrían agregarse; los datos españoles se usaron para el examen estadístico en detalle, ya que sus muestras eran amplias y la cobertura geográfica y temporal, extensa (**Tabla 1**).

Los gráficos del SRS observado, por país y región biológica, presentaban intervalos de confianza muy amplios para varios estratos, en particular aquellos con tamaños de muestra pequeños (menos de 300 peces por región biológica, país y año, entre 120 y 200 cm, **Tabla 1**) e intervalos de confianza muy pequeños para estratos con muestras amplias, como muchos de los datos españoles (**Figura 3**).

Los análisis del GLM, indicaban con frecuencia diferencias significativas entre países, temporadas y/o años, así como sus interacciones con la talla (además de diferencias que se espera existan entre estratos geográficos). (Documento SCRS/98/32 y **Tablas 2 y 3**). En muchos casos los gráficos de predicción de SRS (proporciones de hembras) por talla, mostraban mucha similitud entre países y/o años. En un escaso número de casos, dichos gráficos mostraban diferencias entre 10 y 20% por clase de talla (**Figuras 4 y 5**).

El Grupo discutió ampliamente acerca de la forma de interpretar estos resultados, en particular respecto a la importancia de las diferencias entre los años.

En muchos casos, los efectos geográficos, o geográficos + estacionales (con pequeños estratos geográficos) explicaban una fracción de la desviación total superior a la que explicaban los efectos de año (Documento SCRS/98/32 y **Tabla 2**). Se interpretó que este resultado apoyaba el argumento que las pautas de SRS eran sobre todo el resultado del crecimiento dimórfico por sexo y pautas de movimiento coherentes en el tiempo, como se observa en el Apartado 6.1. No obstante, otras personas señalaron que (1) modelos con región biológica (zonas amplias) y modelos con zonas pequeñas, explican proporciones similares de la desviación total (**Tabla 2**) y (2) en un análisis de datos españoles muy concentrados en una zona limitada (procedentes de partes de tres pequeñas áreas) cerca de Europa y del norte de África, efectos relacionados con el año explicaban importantes fracciones de la desviación en el modelo (**Tabla 3, Figura 5**).

6.3 Resultados específicos

El documento SCRS/98/33 examinaba pautas de SRS observadas por científicos japoneses en el Pacífico desde los años 70. Se ponía especial énfasis en el SRS observado en zonas de desove y en pautas de SRS en el tiempo.

Observando que el SCRS/98/31 indicaba que había diferencias estadísticas entre muchos estratos por año, país y región, el Grupo decidió examinar los datos observados con intervalos de confianza del 90% (calculados como se recomendaba en el SCRS/98/32), para tener una idea de la información resultante de diferencias estadísticas (**Figura 3**).

El Grupo observó que las pautas que se esperaban de las regiones biológicas (alimentación, desove y tránsito), se reflejaban normalmente en los datos desglosados por país, año y región (**Figura 4**). Sin embargo, al establecer esos estratos se usaron muchos de estos mismos datos españoles (SCRS/97/32), contándose con muy pocos datos del Atlántico oeste para esa definición inicial (datos limitados de 1990-1994). Conviene señalar que los datos de SRS de Venezuela, se reclasificaron de desove (generalmente tenía lugar en una zona de desove) a tránsito, debido a la forma del SRS observada por el Grupo de especies en la reunión SCRS de 1997. Es probable que esta reclasificación se deba a la falta de información geográfica a escala fina (latitud y longitud) para los datos venezolanos de SRS y a una definición demasiado vaga de la zona de desove en el Atlántico noroeste. El Grupo observó así mismo que las pautas regionales quedaban reflejadas en las pequeñas zonas que constituyen dichas regiones biológicas.

Además, el Grupo observó que las pautas generales asociadas a regiones biológicas se repetían de año en año. Sin embargo, el Grupo no ha llegado todavía a una conclusión sobre la importancia de las diferencias entre años en dichas pautas.

6.4 Métodos para estimar la captura por talla y por sexo

6.4.1 Previsiones respecto al SRS

El Grupo estimó el SRS (proporciones de hembras) por estrato, aplicando los Modelos Generales Aditivos (GAM), útiles para ajustar curvas a los datos por estratos usando una regla niveladora entre tres y cinco parámetros. Los ajustes se hicieron usando datos agregados por intervalos de 10 cms.; los SRSs previstos se calcularon para 5 cms, con el fin de obtener un mejor ajuste de la captura por talla, con intervalos de 5 cms ó menos. Como se señala más arriba, se calcularon dos conjuntos de proporciones estimadas: uno con año agregado (y datos españoles desglosados en áreas pequeñas) y el otro con datos desglosados por año. Se hicieron estimaciones por país para Canadá, España, Estados Unidos y Venezuela, con el fin de aplicarlas a la captura por talla de cada país o países. Los SRS españoles se sustituyeron para todos los otros países, exceptuando el Atlántico noroeste, donde las proporciones estimadas de hembras para Canadá se usaron para las capturas de palangre en alta mar; siempre que se usaron los SRSs españoles para las sustituciones, se derivaron de regiones biológicas más amplias.

Para ambos conjuntos de datos, con año agregado y año desglosado, se estimaron SRSs por país. Para cada conjunto de datos se analizaron por separado tres subgrupos de datos, en base a las características de las flotas dirigidas al pez espada. El subgrupo 1 está constituido sólo por España, ya que había un gran número de observaciones que permitía el análisis a escala más fina, como año, trimestre y áreas geográficas (**Figura 1**). El subgrupo 2 incluía observaciones de Estados Unidos, Venezuela y España, y el objetivo de estos grupos es permitir el análisis de conjuntos más escasos de datos (Estados Unidos y Venezuela) y establecer áreas más amplias de SRS para sustituciones (España) usando las regiones biológicas más amplias. El subgrupo 3 está constituido por la pesquería doméstica canadiense.

Para la mayoría de los estratos había numerosas observaciones, aproximadamente entre 100 y 200 cms, y con frecuencia había observaciones por encima y por debajo de ese rango. Sin embargo, se constató que no había observaciones, o bien muy pocas, para muchas de las clases de tallas más pequeñas y más grandes en muchos de los estratos. Por ello, sería necesario establecer supuestos acerca de los SRSs en este rango de tallas, con el fin de contar con SRSs para todas las tallas en la captura por talla (50 a 350 cms). En principio, se decidió usar datos de 120-140 cms para los ajustes iniciales y bien calcular o estimar los SRSs a tallas inferiores o superiores. Se investigaron varios métodos de cálculo de SRS previsto para todo el rango de tallas, para que las transiciones en los límites superior e inferior fuesen suaves y los valores pronosticados fuesen razonables. Esta investigación no tuvo éxito y se decidió establecer los SRSs superiores e inferiores. Respecto a las tallas más grandes, se observó que en casi todos los casos, el SRS estaba muy cerca de 1.0 (por lo general 1.0 ó 0.99), por lo que el SRS se fijó en 1.0 para las clases de talla de 250 cms y más. En las clases de talla inferiores se supuso que el SRS sería 50:50. No obstante, en algunas regiones biológicas, en particular las relacionadas con el desove, se observó que el SRS era muy bajo (0.1-0.2) a 120 cms. En un intento de obtener SRSs más próximos a 0.5 en el intervalo de talla más bajo usado en los ajustes, el rango de tallas aplicado a los ajustes se amplió hasta 80-240 cms. Las estimaciones resultantes del SRS a 80 cms eran muy variables, pero a 105 cms se observó que la mayor parte estaban entre 0.4 y 0.6; en consecuencia, el SRS se fijó en 0.5 de 50 a 100 cms para todos los estratos. Se recomendó que se realizara investigación adicional sobre el ajuste de curva y el cálculo del pronóstico de SRS en las partes superior e inferior del rango de tallas.

El pronóstico de SRSs con años agregados para España, por zona, se hizo con procedimientos ligeramente diferentes a los aplicados para Estados Unidos, Venezuela y España por región biológica. Para los datos españoles "por área", se intentó en un principio ajustar los datos usando Talla, Área y Trimestre (y cualquier interacción importante). Pero los resultados sugerían ajustes deficientes para algunas áreas. A continuación, se ajustaron modelos para cada área por separado usando Talla y Trimestre (y el término de interacción) como variables aclaratorias (**Figura 6**). Después se hizo un examen visual de estos pronósticos del modelo para cada estrato Área/Trimestre. Este ejercicio daba pronósticos que no resultaban razonables (por ejemplo, grandes proporciones de hembras en las tallas pequeñas) para algunos estratos, en particular aquellos con escasas o ninguna observación. En consecuencia, se realizó un segundo conjunto de ajustes del modelo, por separado, por área usando Talla como única variable aclaratoria (es decir, agregada por Trimestre). A continuación, se tomó la decisión acerca de los pronósticos del modelo a seleccionar (Talla*Trimestre o sólo Talla) para cada estrato, tal como se presenta en la **Tabla 4**. Conviene observar que estos análisis sólo incluyen datos para intervalos de 10 cms que contienen 10 ó más peces sexados en cada estrato Trimestre/Área. Además los datos para el Área 10 en el primer trimestre fueron excluidos porque su inclusión daba resultados que se consideraron aberrantes.

En la selección de datos y de ajuste para los análisis con año agregado por región biológica para los conjuntos de datos de Canadá, Estados Unidos, Venezuela y España, eran diferentes a los usados por España en los análisis por

zona (párrafo anterior). Se usaron todos los datos, incluyendo observaciones de clases de talla de entre 80 y 240 cms. El número de peces sexados por país, región biológica y trimestre estaba entre 110 y 18.000 peces. Respecto a Venezuela, no existían datos de las regiones tróficas y de desove. El modelo GAM se ajustó por separado para cada subconjunto de región biológica, en lugar de ajustar un modelo único e incluir la región biológica como factor. Esta decisión se tomó tras examinar los pronósticos del modelo, en especial para las clases de talla inferiores (entre 80 y 110 cms) dentro de la región de desove. El modelo usado para cada región biológica incluye país, trimestre y la iteración $tall \times país$. La **Figura 7** muestra los SRSs previstos en base al ajuste de los modelos para cada región por separado.

Los SRS pronosticados en base a los datos canadienses fueron estimados para una sola región biológica (trófica) sin estratificación estacional, porque la pesquería está concentrada en una zona limitada en un escaso número de meses.

Se aplicaron procedimientos similares a SRS estimados en base a datos con año disgregado para datos de España, Canadá, Venezuela y Estados Unidos. Para los datos combinados de Estados Unidos, Venezuela y España, los SRS se ajustaron inicialmente usando un modelo GAM con año, región biológica y país como factores principales, las interacciones $talla \times año$ y $talla \times región$ (que eran importantes desde el punto de vista estadístico) (**Figura 8**). Tal como se esperaba, había estratos de año, región biológica y país, sin observaciones, y el número total de peces sexados por estrato estaba entre 17 y 7700. Para los datos domésticos canadienses, un modelo GLM con talla y año como factores principales y la interacción $talla \times año$, sugerían que el año no produce un efecto de importancia (Tipo III - Wald test $p > \text{Chi-square } 0.9888$). Por tanto, los SRSs pronosticados para años disgregados no fueron estimados para los datos domésticos canadienses.

Si bien se hicieron grandes progresos en la reunión, el Grupo debe seguir la tarea y establecer metodologías para calcular los SRSs, así como para estratificar (agregar/disgregar) los datos. Una vez finalizados estos debates en la reunión del Grupo para el pez Espada (octubre 1998), el Grupo deberá establecer reglas fijas para calcular los SRSs. En el **Apéndice 4** se presenta un procedimiento que podría resultar útil.

Se presentaron a la Secretaría todos los resultados analíticos finales con predicciones de SRSs, para que sirvieran de referencia en el futuro.

6.4.2 Captura por clases de tallas por sexo

La Secretaría presentó la captura por clases de tallas (sin determinación de sexo) para pez espada del Atlántico norte, por pesquería y por zona actual de muestreo de ICCAT. El procedimiento seguido se comunica en el documento SCRS/98/9.

Se calculó para cada pesquería la captura por clases de tallas por sexo a partir de esta captura por clases de talla sin determinación de sexo; en consecuencia fue necesario redistribuir la captura por clases de talla en los estratos adecuados, basándose en los datos comunicados de captura-esfuerzo de cada nación. Para España, en general, esta redistribución era relativamente sencilla, porque la captura por clases de talla original se comunicaba a ICCAT en bloques de $5^\circ \times 5^\circ$ (latitud y longitud). Para otras naciones, la redistribución era más compleja, y para todas se consideraba que su precisión dependía de la calidad de los datos de captura-esfuerzo. Una vez redistribuida la captura por clases de talla en los estratos geográficos adecuados (es decir, regiones biológicas para todos los países, excepto España, y en áreas para España en el tratamiento de agregación-año), se calculó la captura por clases de talla específica del sexo multiplicando el SRS por la captura por clases de talla sin determinación del sexo para cada intervalo de talla. Se señaló que para algunas naciones sería necesario introducir sustituciones tres veces, por lo menos, en el proceso global: ir desde la captura a la captura por clases de tallas, redistribuir la captura por clases de talla a la captura por tallas por regiones biológicas SRS, y convertir esa captura por clases de talla redistribuida a captura por clases de talla específica del sexo.

7. Examen de las curvas de crecimiento del pez espada atlántico

El Grupo examinó la información disponible sobre el crecimiento del pez espada para el stock del Atlántico norte. Se facilita un breve resumen de la información más relevante.

7.1 Datos de marcado

El SCRS ha utilizado datos de marcado y recaptura de los programas de marcado del Atlántico oeste para definir el crecimiento del pez espada del Atlántico norte (Sesión de Evaluación de Stock ICCAT, 1987). La ecuación de crecimiento se generó utilizando los pesos en la liberación y recaptura y tiempo en libertad, mediante un ajuste fijo tipo Gompertz. Debido a que normalmente no se registraba la identificación por sexos, la ecuación se desarrolló para sexos combinados. Esta ecuación ha sido utilizada por el SCRS en los cálculos del caso base VPA en el Atlántico norte para crear la captura por clases de edad, e índices de abundancia por edad (sexos combinados) y flota. En análisis actualizados se hallaron diferencias menores en la ecuación de crecimiento (Restrepo, SCRS/89/73; Informe Detallado ICCAT 1994 - Pez Espada, punto 2.d: Parámetros de población), pero no se les consideró lo suficientemente importantes como para revisar la curva de crecimiento empleada para determinar la edad.

7.2 Partes duras

Hay numerosos estudios sobre el empleo de partes duras para determinar el crecimiento del pez espada en el Atlántico norte (Berkeley y Houde, 1983; Radtke y Hurley, 1983; Wilson y Dean, 1983; Riehl, 1984, Ehrhardt, SCRS/90/29, 1992 y Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99, Esteves *et al.*, 1995).

Berkeley y Houde (1983) analizaron 439 radios espinosos de la aleta anal de peces capturados en el Estrecho de Florida. En este documento se comunican importantes diferencias en el crecimiento por sexo, y las ecuaciones de crecimiento por sexo se desarrollaron utilizando un modelo tipo von Bertalanffy, asumiendo un anillo por año. El empleo de análisis de incrementos marginales sugería que los anillos se formaban durante el primer trimestre del año (durante el invierno), pero los ensayos estadísticos no pudieron detectar diferencias significativas en la media. No fue posible validar las lecturas, ya que el estudio carecía de un esquema temporal de muestreo. Posteriormente, Riehl utilizó una pequeña variación de esta metodología (1984), pero sólo se analizaron 303 peces.

Esteves *et al.* (1955) analizaron estructuras calcificadas (otolitos, radios espinosos y vértebras de la aleta anal) de 155 ejemplares de pez espada capturados en torno a las Islas Azores. Se compararon las facilidades de recolección, proceso, legibilidad y precisión entre las estructuras. Aunque el tamaño de la muestra era muy pequeño como para permitir extraer conclusiones acerca del crecimiento del pez espada, para determinar la edad, el estudio recomendaba utilizar la sección transversal del segundo radio espinoso de la aleta anal. Sin embargo, el estudio señalaba importantes diferencias en la edad estimada de peces de la misma talla según la parte dura empleada.

Más recientemente, Ehrhardt *et al.* (SCRS/95/99) comunicaba que se habían recogido 2.353 muestras a bordo de palangreros de Estados Unidos y Venezuela. Esta muestra tenía cobertura espacial y estacional más amplia que el estudio de Berkeley y Houde (1983), si bien aún se restringía a las zonas occidentales del Atlántico norte. La metodología empleada en la preparación y sección de los radios espinosos era muy similar a la que utilizaba Riehl (1984). Se desarrollaron ecuaciones de crecimiento por sexos utilizando una variación del modelo de von Bertalanffy. También se señalaron diferencias en crecimiento por sexo, aunque se halló menor dimorfismo sexual que en el estudio de Berkeley y Houde (1983). Se llevaron a cabo análisis de incrementos marginales pero sólo para edades más jóvenes (edad 1 a 5). Sin embargo, no se ensayaron los datos para detectar diferencias significativas. El autor concluía que el modelo de ajuste de Gompertz utilizado tradicionalmente por el SCRS refleja el crecimiento de las hembras con mucha mayor aproximación que el crecimiento de los machos, una subestimación clara del crecimiento entre las hembras más jóvenes y más viejas, y una representación muy burda del crecimiento de los machos.

7.3 Conclusiones del Grupo

El Grupo indicó que la información sobre marcado-recaptura era muy útil, porque facilitaba información directa acerca del crecimiento del pez. Se deberían evaluar periódicamente las recapturas adicionales no incluidas en el actual modelo de crecimiento. Desafortunadamente, la información sobre el sexo del pez no aparece normalmente reflejado en las recapturas. Se deberían establecer programas para obtener los peces recapturados antes de que las gónadas sean destruidas. Si se dispusiera de estos datos, podrían ser utilizados para validar las curvas de crecimiento específicas del sexo obtenidas utilizando partes duras.

Dos documentos facilitan curvas útiles de crecimiento por sexo, (Berkeley y Houde, 1983; Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99). Ambos utilizan metodologías similares para la lectura de los radios espinosos, si bien con enfoques

diferentes para ajustar los datos, concretamente, en la relación asumida entre LJFL y el radio de la espina, y en la forma de la ecuación de crecimiento empleada). No obstante, el estudio de Ehrhardt incluye muestras de tamaño muy superior, y abarca una gran zona geográfica en el Atlántico oeste. Si bien el Grupo reconoció que aún hay que validar los análisis de partes duras, tomó la decisión de utilizar las curvas de crecimiento específicas del sexo (Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99) para crear la captura por clases de edad por sexo. Esta decisión permite también establecer una comparación directa con los análisis preliminares específicos del sexo llevados a cabo por el Grupo de Especies sobre Pez Espada, 1996.

8. Puesta a punto de una metodología estandarizada para calcular la captura por clases de edad por sexo del pez espada atlántico

Las curvas de crecimiento específicas del sexo (Ehrhardt *et al.*, SCRS/95/99) se aplicaron a la captura agregada anual por clases de talla por sexo, y se aplicó el método de filo de cuchillo para edad. La captura por clases de edad por sexo resultante se muestra en la **Tabla 5**.

Las diferencias más notables en las metodologías empleadas por producir la captura por clases de edad por sexo en esta reunión y durante la reunión del Grupo de Especies de Pez Espada, 1996, fueron las siguientes: (1) la estratificación geográfica en 1996 era por área ICCAT, y en esta reunión era por región biológica (trófica, de desove, de transición); (2) para los datos de España 1996, la muestra con determinación del carácter sexual se extrapoló en la captura por estratos, mientras que en la actual reunión, la captura de España por clases de talla de España fue primero estratificada en área y tiempo, y después se aplicaron los sex-ratios *predichos*; y (3) las sustituciones para Japón llevadas a cabo en esta reunión se hicieron de manera más sistemática que en 1996.

Cuando se compara la captura por clases de edad por sexo calculada durante esta reunión (utilizando sex ratios agregados por edad, y una estratificación diferente para la captura por clases de talla) con la captura por clases de edad por sexo calculada en la reunión de 1996, en general los análisis actuales muestran más peces en las categorías de edad más jóvenes (**Tabla 5**). En otras palabras, la curva se desplaza hacia las edades más jóvenes. El Grupo no investigó a fondo las consecuencias de estas diferencias aparentes. Sin embargo, se hizo un intento semicuantitativo para resumir las diferencias ajustando las curvas de captura a las diversas matrices de captura por clases de edad. Estas consisten en estimar el coeficiente de regresión de $\ln(\text{captura}_{\text{edad}})$ por edad, para las edades 4 a 12, y períodos temporales 1986-1990 y 1991-1995. En la **Tabla 6** se resumen estos resultados.

Las estimaciones en la **Tabla 6** sugieren que los diferentes enfoques tomados en las dos reuniones podrían traducirse en diferencias relativamente menores, en términos de evaluación de stock. No obstante, seguiría un examen más profundo de este tema una vez los datos fueran objeto de análisis ADAPT-VPA en el curso de futuras evaluaciones.

Cuando la captura por clases de edad por sexo de esta reunión (que emplea sex ratios agregados por año) se compara con la captura por clases de edad Unisex, calculada según la evaluación del caso base de 1996, el primero tiene mayor cantidad de peces en las categorías de edad más jóvenes y mayores (**Figura 9**). En otras palabras, el pico en la distribución se reduce y los peces se expanden en las edades más bajas y más altas.

Los resultados de esta reunión deberían considerarse incompletos y preliminares, ya que la captura separada por clases de edad por sexo no será examinada hasta la reunión de octubre de 1998. En ese momento, se considerarán detalladamente los resultados de los diversos enfoques para calcular la captura por clases de edad por sexo, y se establecerá la metodología final para calcular la captura por clases de edad por sexo para la evaluación de stock de pez espada en 1999.

9. Aplicación de VPA a la captura por clases de edad por sexo y consideración de la CPUE por sexo

El Grupo discutió varias opciones para el tratamiento de los datos de captura específicos del sexo y CPUE en futuras evaluaciones del SCRS. Se acordó llevar a cabo en 1999 una evaluación específica del sexo para los años 1986-1998, y para el stock asumido del Atlántico norte.

Se identificaron cuatro opciones de VPA en Powers (SCRS/98/34), y se resumen a continuación:

a) Un VPA, captura por clases de edad combinadas: con este enfoque se agregarían las capturas de machos y hembras por clases de edad en una única captura por clases de edad; los datos de CPUE por clases de edad (presumiblemente en números) serían agregados al sexo antes de la estandarización. Después se lleva a cabo un solo ADAPT VPA con los datos agregados. Este método asume que no hay diferencias significativas entre las CPUE de los sexos dentro de una edad; no se hacen supuestos acerca de las diferencias en F por clases de edad entre sexos o en torno al sex ratio por clases de edad de la población. El VPA aportará estimaciones de números y tasas de mortalidad por pesca por clases de edad agregadas al sexo. En consecuencia, el cálculo de las cantidades específicas del sexo, tales como números por clases de edad por sexo o, más importante, biomasa reproductora del stock, requerirán análisis adicionales tras la calibración. Por ejemplo, el ratio de la captura por sexo en la captura total puede utilizarse para separar la matriz de la mortalidad por pesca en matrices de mortalidad por pesca específicas del sexo.

b) Dos VPA independientes, específicos del sexo: utilizando CPUE específicas del sexo por clases de edad, estandarizar por separado para obtener la CPUE de hembras por clases de edad y CPUE de machos por clases de edad; llevar a cabo dos VPA independientes (uno para machos, otro para hembras) empleando las CPUE específicas del sexo y las capturas por clases de edad específicas del sexo. No se hacen supuestos acerca de las diferencias en F por clases de edad entre sexos o en torno al sex ratio por clases de edad de la población. Es bastante posible que se pueda terminar con las F s por clases de edad que son muy diferentes entre sexos y con abundancia de sex ratios por clases de edad (en particular en el reclutamiento y en el año terminal de una cohorte) que sean muy diferentes. Los métodos en c) y d), más adelante expuestos, son un intento para tratar el tema.

c) VPA simultáneos, específicos del sexo, con sex ratio fijo al nacimiento: utilizar la misma captura separada por sexos por clases de edad y CPUE que se utiliza en el método b) y fijar el sex ratio de abundancia en alguna edad (por ejemplo, asumiendo que el sex ratio es un 50-50 en el reclutamiento) el algoritmo emplearía el retrocálculo normal para una cohorte de un sexo único hasta estimar el reclutamiento de ese sexo, y calcular después el reclutamiento del otro sexo a partir del sex ratio fijo; finalmente, la abundancia y F s de la cohorte del otro sexo se calculan mediante una proyección directa. Para esas cohortes incompletas que entran en los conjuntos de datos en edades más viejas (en el primer año de los datos de captura por clases de edad), se tienen que hacer algunos supuestos acerca del sex ratio. Asimismo, la F s por clases de edad resultante aún podría ser bastante diferente entre sexos.

d) VPA simultáneos, específicos del sexo con F constante por clases de edad entre sexos: Utilizar la misma captura por clases de edad separada por sexos y CPUE, como en el método b) y fijar la relación entre F s por clases de edad de los dos sexos para algunas edades específicas (contiguas). El algoritmo procedería utilizando el retrocálculo normal para una cohorte de un sexo hasta estimar el reclutamiento de ese sexo, y después calcular el reclutamiento del otro sexo a partir de una relación específica. Finalmente, la abundancia y F s de la cohorte del otro sexo se redondean utilizando retrocálculos y cálculos directos a partir del bloque fijado de F s. Se desconoce hasta qué punto este procedimiento se puede traducir en sex ratios de poblaciones que son difíciles de reconciliar frente a los que se observan para la captura.

El Grupo opinó que las opciones b) a d) antes descritas parecían razonables, pero sería difícil razonar porqué una tiene mejores prestaciones que la otra. Se opinó que la opción a) no utilizaría en su totalidad la información específica del sexo que está siendo generada por este Grupo. Se acordó que debería identificarse un conjunto de diagnósticos útiles para ayudar a una toma de decisiones para la próxima evaluación. Estos diagnósticos se ocuparían tanto de la información VPA (por ejemplo, qué diferencias en la CPUE específica del sexo por edad podría implicar en cuanto a diferencias en mortalidad por pesca) y los resultados del VPA (por ejemplo, sex ratios con amplia fluctuación durante el ciclo vital de una cohorte). El Grupo alentó a llevar a cabo cualquier tarea en período intersecciones que pueda arrojar luz sobre estos temas. Además, se estudiarán nuevamente durante la próxima reunión del Grupo de Especies sobre Pez Espada antes de las Sesiones Plenarias del SCRS en 1998.

El Grupo acordó también que para la próxima evaluación sería importante llevar a cabo análisis estableciendo supuestos como en anteriores evaluaciones, es decir, pasando por alto las diferencias específicas del sexo en crecimiento y sex ratio por clases de talla. Esto facilitaría una base para establecer comparaciones y para comprender los cambios de los aspectos principales de los resultados específicos del sexo.

Powers (SCRS/98/34) también indicó que podría haber otras metodologías de evaluación que se ajusten a los análisis simultáneos de los conjuntos de datos. Por ejemplo, los modelos de producción estructurados por edad (ASPM), que realizan cálculos directos de la ecuación de captura, podrían ser fácilmente modificados para llevar a cabo análisis

de conjuntos de datos específicos del sexo sujetos a limitaciones tales como un sex ratio 50-50 a una talla determinada. El Grupo acordó que también podrían estudiarse esas opciones.

10. Recomendaciones sobre tareas futuras

- i) Debe efectuarse un muestreo adecuado de sex ratio de pez espada por nación; método de pesca (por ejemplo, palangre de superficie y de profundidad, redes de enmalle, arpón), y estratos espacio-temporales. Es importante tener muestras de todos los estratos, en vez de concentrarse sólo en unos pocos. Se observa que la Comisión ha recomendado, en relación a la conservación del patudo y el rabil, que el 5% de los barcos (que pesquen con métodos distintos a los cerqueros que emplean DCP) dispongan de un programa nacional de observadores para obtener datos sobre la composición de las capturas. Como la mayoría de las pesquería de palangre dirigidas al pez espada capturan tanto rabil como patudo, esta es una excelente oportunidad para solicitar también muestreo de pez espada en la mar.
- ii) El Grupo mostró su preocupación por el hecho de que numerosas naciones con capturas importantes no tuvieran, o tuvieran muy pocas muestras de sex ratio (por ejemplo, Brasil, Taipei Chino, Japón, Portugal). Se observó que Japón había iniciado un programa nacional de observadores para patudo, y que también está recogiendo datos de pez espada en la mar. El Grupo encomió este esfuerzo y alentó a realizar un muestreo más intensivo en el futuro.
- iii) Se recomienda que las naciones comuniquen sus protocolos para la capacitación de observadores y de esquemas de muestreo de programas de observadores. Con el fin de asegurar métodos de muestreo coherentes, los observadores, antes de comenzar deberían tener un entrenamiento adecuado en la identificación del sexo del pez espada.
- iv) Se expresó cierta preocupación por la precisión de la atribución de sexo al pez espada pequeño (por ejemplo, <100 cm LJFL). Los sex ratios del pez espada pequeño parecen estar bien medidos, por lo menos en cuanto se refiere a Estados Unidos, Venezuela y España. Otras naciones deberían aclarar si confían en la precisión con que se determina el sexo de peces inferiores a 100 cm.
- v) Se precisa mayor información sobre la operación de la flota de Venezuela, incluyendo el tipo de arte empleado y el tamaño del barco. Además, deberían compilarse y examinarse críticamente los actuales datos de talla de Venezuela obtenidos de los observadores del Programa Marlines.
- vi) El Grupo animó a realizar tareas antes de la reunión de octubre de 1998 para explorar la modelización de los sex ratios en las categorías de pequeñas tallas.
- vii) Con el fin de evaluar el impacto que resulta de combinar datos de sex ratio a lo largo de los años, la Secretaría preparará una segunda captura por clases de edad por sexo antes del próximo SCRS, como sigue: estratificada por año, región y temporada (por ejemplo, trimestre), si es posible, utilizando valores predichos que serán facilitados por científicos. Donde se requieran sustituciones, éstas deberían tomarse de la captura por clases de edad combinada por años.
- viii) El Grupo animó a trabajar antes de la reunión de octubre para identificar diagnósticos que guíen las decisiones acerca de la forma del VPA específico del sexo que se utilizará en la evaluación de 1999.
- ix) Podría estudiarse el empleo de modelos de producción estructurados por edad (ASPM) sobre datos específicos por sexo.
- x) La tarea de esta reunión debería continuar durante los tres días de reunión del Grupo de Especies sobre Pez Espada anterior al SCRS de 1998. En ese momento se tratarán los siguientes temas:
 - Decidir qué captura por clases de edad por sexo se utilizará para la evaluación de 1999 (años combinados utilizando datos de 1986-1996, años combinados utilizando datos de 1986-1998, o años estratificados y actualizados a 1996 ó 1998).
 - Discutir la intensidad de muestreo que se requiere para calcular la captura por clases de edad por sexo para futuras evaluaciones.

- Discutir la frecuencia de los exámenes de metodología para determinar el sex ratio por clases de talla y captura por clases de talla por sexo en una reunión de esta naturaleza.
 - Examinar nuevamente los métodos de VPA específicos del sexo, como se indica en el Apartado 9 más arriba y el SCRS/98/34.
 - Examinar la captura actualizada y la captura por clases de talla (incluyendo datos de 1997) y CPUE estandarizada para cada nación (sexos combinados, o específicos del sexo).
- xi) El Grupo instó al desarrollo de métodos de investigación que no requieran muestreo en la mar para determinar el sexo del pez espada.
- xii) El Grupo instó a que se llevara a cabo mas investigación para obtener modelos de crecimiento específicos de la edad, validados para el Atlántico norte y el Atlántico sur.

11. Adopción del informe

El Informe de la Reunión ICCAT para el Desarrollo de Métodos Estandarizados para Estimar la Captura por Clases de Edad por Sexo de Pez Espada se adoptó el 27 de enero de 1998.

12. Clausura de la reunión

El presidente agradeció a los participantes su árduo trabajo, y agradeció a los anfitriones de Bermudas haber facilitado un lugar tan agradable para celebrar la reunión, y un excelente apoyo y hospitalidad. La reunión se clausuró el 27 de enero de 1998.

LITERATURA CITADA

- Berkeley, S.A. y E.D. Houde. 1983. Age determination of broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, from the Straits of Florida using anal fin spine sections. U.S. Dept. Commer. NOAA Tech Rep. NMFS8: 137-143.
- Ehrhardt, N.M. SCRS/90/99. Review of age and growth of swordfish (*Xiphias gladius*) in the northwestern Atlantic. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Colección de Documentos Científicos Vol. XXXV(2): 362-373.
- Ehrhardt, N.M. 1992. Age and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Bull. Mar. Sci. 50:292-301.
- Ehrhardt, N.M., R.J. Robbins, y F. Arocha. SCRS/95/99. Age validation and growth of swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwest Atlantic. Int. Comm. Conserv. Atl. Tunas, Colección de Documentos Científicos Vol. XLV(2): 358-367.
- Esteves, E., P. Simões, H.M. Da Silva, y J.P. Andrade. 1995. Ageing of swordfish, *Xiphias gladius* Linnaeus, 1758, from the Azores, using sagittae, anal-fin spines and vertebrae. Arquipélago. Life and Marine Sciences 13A:39-51.
- ICCAT. 1987 Jornadas de Trabajo sobre Pez Espada. Comisión Int. conservación Atún Atl., Colección de Documentos Científicos, Vol. XXVII:1-126.
- ICCAT. 1994. Informe Detallado - Pez Espada (2.d Parámetros de Población). Comisión Int. Conservación Atún Atl., Colección de Documentos Científicos, Vol. XLIV (3): 39-41
- ICCAT. Informe 1996 sobre la Sesión de Evaluación de Stock de ICCAT sobre el Pez Espada. Comisión Int. Conservación Atún Atl., Colección de Documentos Científicos, Vol. XLVI(3): 165-291.
- Mejuto, J., J.M. de la Serna, y B. García. SCRS/97/32. Some considerations on the spatian and temporal variability in the sex-ratio at size of the swordfish (*Xiphias gladius* L.) Comisión Int. conservación Atún Atl., Colección de Documentos Científicos, Vol.: (en imprenta).

Radtke, R.L., P.C.F. Hurley. 1983. Age estimations and growth of broadbilled swordfish, *Xiphias gladius*, from the northwest Atlantic based on external features of otoliths. U.S. Dept. Commer. NOAA Tech Rep. NMFS 8: 145-150.

Restrepo, V. SCRS/89/73. An update of swordfish tagging data for use in growth analyses. Comisión Int. conservación Atún Atl., Colección de Documentos Científicos, Vol. XXXII(2): 360-370.

Riehl, M.W. 1984. Age and growth estimation of northwest Atlantic broadbill swordfish, *Xiphias gladius*, using fin-spines. Thesis for B.Sc. Hons., Mount Allison Univ. 33pp.

Wilson, C.A., J.M. Dean. 1983. The potential use of sagittae for estimating age of Atlantic swordfish, *Xiphias gladius*. U.S. Dept. Commerce. NOAA Tech. Rep. NMFS 8: 151-156.

Apéndice 1

Orden del día

1. Apertura de la reunión
2. Adopción del Orden del día y disposiciones para la reunión
3. Nombramiento de presidencia para la reunión
4. Examen de los objetivos de la reunión y antecedentes
 - 4.1 Objetivos
 - 4.2 Antecedentes
5. Informe sobre el trabajo por correspondencia
6. Estratos para estimar el sex ratio por talla
 - 6.1 Antecedentes
 - 6.2 Perspectiva global
 - 6.3 Resultados específicos
 - 6.4 Métodos para estimar la captura por talla y por sexo
 - 6.4.1 Previsiones respecto al SRS
 - 6.4.2 Capturas por clases de tallas por sexo
7. Examen de las curvas de crecimiento del pez espada atlántico
 - 7.1 Datos de marcado
 - 7.2 Partes duras
 - 7.3 Conclusiones del Grupo
8. Puesta a punto de una metodología estandarizada para calcular la captura por clases de edad por sexo del pez espada atlántico
9. Aplicación de VPA a la captura por clases de edad por sexo y consideración de la CPUE por sexo
10. Recomendaciones sobre tareas futuras
11. Adopción del informe
12. Clausura de la reunión

Lista de Participantes

*Países miembros***CANADA**

PORTER, J.M.
 Department of Fisheries & Oceans
 Biological Station
 St. Andrews, New Brunswick E0G 2X0
 Tel : 506.529.8854
 Fax : 506.529.5862
 E-mail : porter@mar.dfo-mpo.gc.ca

CE (España)

MEJUTO, J.
 Instituto Español de Oceanografía
 Apartado 130
 15080 A Coruña
 Tel : 34.8120.5362
 Fax : 34.8122.9077
 E-mail : jaime.mejuto@co.ico.es

ESTADOS UNIDOS

ORTIZ, M.
 University of Miami
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4796
 Fax : 305.361.0466
 E-mail : mortiz@rsmas.miami.edu

POWERS, J.E.
 Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4295
 Fax : 305.361.4219
 E-mail : joseph.powers@noaa.gov

TURNER, S.C.
 Southeast Fisheries Science Center
 75 Virginia Beach Drive
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4482
 Fax : 305.361.4562
 E-mail : sturner@sturner.sefsc.noaa.gov

RESTREPO, V.R.
 University of Miami
 4600 Rickenbacker Causeway
 Miami, Florida 33149
 Tel : 305.361.4022
 Fax : 305.361.4457

JAPON

YOKAWA, K.
 National Research Institute of Far Seas Fisheries
 5-7-1 Orido
 Shimizu-shi, Shizuoka 424
 Tel : 81.543.36.6046
 Fax : 81.543.35.9642
 E-mail : yokawa@enyo.affrc.go.jp

REINO UNIDO (Bermudas)

BARNES, J.A.
 Director
 Department of Agriculture & Fisheries
 P.O. Box HM834
 Hamilton, HMCX Bermuda
 Tel : 441.236.4201
 Fax : 441.236.7582
 E-mail : agfish@ibl.bm

Secretaría de ICCAT

MIYAKE, P.M.
 Secrétaire Exécutif Adjoint
 ICCAT
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid (Espagne)
 Tel : 34.1416.5600
 Fax : 34.1415.2612
 E-mail : peter.miyake@iccat.es

KEBE, P.
 Analyste de Systèmes
 ICCAT
 Corazón de María, 8
 28002 Madrid (Espagne)
 Tel : 34.1416.5600
 Fax : 34.1415.2612
 E-mail : papa.kebe@iccat.es

Apoyo logístico

SAUNDERS, D.
 Administrative Officer
 Department of Agriculture & Fisheries
 Bermuda

WADE, P.
 Administrative Assistant
 Department of Agriculture & Fisheries
 Bermuda

Lista de documentos

- SCRS/98/9* Procedures used for updating catch at size of swordfish (January 1998) and a comparison between Task I catch and estimated weight from catch at size - ICCAT Secretariat
- SCRS/98/31 Stratification of swordfish catch at size by sex - Turner, S.C., M. Ortíz, J. Mejuto, V.R. Restrepo
- SCRS/98/32 Notes on analyses of sex ratio at size (SRS) for swordfish - Draft - Restrepo, V.R.
- SCRS/98/33 Preliminary analysis on the spatial and temporal variability in the sex ratio at size of the swordfish in the Pacific Ocean based on the data collected by Japanese longline training and research vessels - Yokawa, K.
- SCRS/98/34 Discussion notes on options for assessment analyses using sex-specific catch-at-size and -age data - Powers, J.E.

* A la reunión sólo se presentaron las tablas. El informe se remitió al SCRS, acompañado de la versión revisada de las tablas que fueron presentadas en Bermudas.

Propuesta de un método coherente para calcular el sex ratio por clases de talla (SRS)

Asunto: durante las tareas llevadas a cabo en 1997, durante esta reunión, se hizo evidente que el cálculo del SRS * (sex ratio por clases de talla) para diversos estratos **ha sido** efectuada sin coherencia. Hay muchas razones para ello, y una de las más importantes es que el Grupo no ha podido prever los problemas que se enfrentan tras tomar decisiones sobre cómo tratar los datos. Aún a riesgo de no prever más dificultades, esta propuesta intenta cubrir un amplio rango de posibilidades en el cálculo del SRS de forma consistente. **Obviamente, un número desconocido - y probablemente amplio - de enfoques alternativos podría alcanzar los mismos resultados.**

El objetivo es utilizar las proporciones observadas cuando los datos parecen suficientes y recurrir a GAM (o a alguna de sus formas preacordadas) de predicciones a diferentes niveles de detalle cuando los datos parecen insuficientes. A este efecto, se proponen seis niveles de GAM, desde "alto" a "bajo" de resolución temporal-espacial. En cada caso más abajo expuesto, el GAM consiste en un ajuste separado no lineal de proporción de hembras en contraste con la talla de cada factor relacionado. Los factores entre paréntesis indican la agregación en ese factor (por ejemplo, [Año] significa agregados a lo largo de los años). Los seis niveles son:

Año, Area, Trimestre, Nación, Arte.
 Año, Región biológica, Trimestre, Nación, Arte.
 [Año], Area, Trimestre, Nación, Arte.
 [Año], Región biológica, Trimestre, Nación, Arte.
 [Año], Area, [Trimestre], Nación, Arte.
 [Año], Región biológica, [Trimestre], [Nación], Arte.

Propuesta: Si hay, digamos, 50 o más peces sexados en una particular clase de talla (digamos, 10 cm) en la clasificación de nivel 1, emplear las proporciones observadas. De otra forma, determinar el nivel más alto posible (1 a 6) de detalle que (a) contendrá, por lo menos, digamos, 10 peces por clase de talla y (b) contendrá un amplio rango de clases de talla, por ejemplo, 100 a 200 cm con pocas lagunas. Cuando sea posible, también deberán incluirse peces pequeños (≈ 70 a 100 cm).

Con este esquema propuesto, es posible que para algunas naciones las decisiones a tomar no sean siempre las mismas. Por ejemplo, los datos de palangre de España podrían ser suficientes algunas veces para utilizar las proporciones observadas de hembras en algún año/trimestre/área-estrato; para otros estratos similares, podrían ser necesarios análisis de los tipos 1 a 3.

Algunas características de la ordenación arriba propuesta (1 a 6) podrían necesitar un cuidadoso examen, tales como si los análisis del tipo 2 son realmente de un "nivel de resolución" más alto que los del tipo 3. El Grupo no precisa necesariamente apoyar la ordenación de las opciones antes descritas, pero algunos miembros del Grupo opinan que sería una forma razonable de llevar a cabo futuros análisis entre un universo de posibilidades.

Peces pequeños: **Se hizo evidente durante las tareas llevadas a cabo en esta reunión que podría ser deseable** reducir los GAM en forma tal que no produzcan predicciones irrazonables en tallas pequeñas extrapoladas. Si bien no se conoce la forma de gestionar mejor este problema, una sugerencia inicial podría ser la de incluir "datos" como $P(\text{hembra})=0.5$ a 50 cm LJFL, con un "tamaño de muestra" igual a x veces el tamaño de muestra más amplio en los datos observados para el ajuste en cuestión. Los valores adecuados de x podrían investigarse de forma empírica.

* Nota: SRS, Sex Ratio at Size.

Tabla 1. Captura de la Tarea I (en t) y número de peces muestreados por sexo, pez espada atlántico, por país.

AÑO	CANADA		CNJ		ESPAÑA		JAPON		EE.UU.		VENEZUELA		TOTAL*	
	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample	Catch	Sample
70	4800				4060		3175		287	235	23		12345	235
71	0				4484		1578		35		52		6149	0
72	0				4510		1807		246	130	27		6590	130
73	0				4938		998		406		23		6365	0
74	2				3593		1369		1125		24		6113	0
75	21				3836		3267		1700		52		8876	0
76	15				2905		1255		1429		43		5647	0
77	113				3976		1307		912	41	15		6323	41
78	2314				4342		1451		3684	163	46		11837	163
79	2970				3382		1327		4619	224	182		12480	224
80	1885	222		112	4560		3197		5625	375	192		15459	709
81	561			377	5134		3485		4530	165	24		13734	542
82	554			795	5454		5047		5410	0	25		16490	795
83	1088			199	8422		2451		4820	5	35		16816	204
84	499			402	7560		5079		4749	208	23		17910	610
85	585				8668		5548		4705	399	51		19557	399
86	1059			381	11122	868	3727		5210	259	84		21202	1508
87	939			1282	12269	102	3036		5247	0	86		21577	1384
88	898			1245	15954	295	5078		6171	0	2		28103	1540
89	1247	19		978	15710	3214	5592	47	6411	0	4		28964	4258
90	911	167		225	14075	11945	7761		5519	1342	9		28275	13679
91	1026	165		537	13564	13298	5452	153	4525	1430	78	137	24645	15720
92	1547			430	13145	13327	3936	310	4235	952	103	987	22966	16006
93	2234	125		266	14930	13332	6386	501	4190	3503	73	1018	27813	18745
94	1676	1623		205	15625	11410	5634	647	4074	1541	69	564	27078	15990
95	1610	549		102	19622	11429	4666	652	4552	1779	54	408	30504	14919
96	739	473		66	16355	11933	3628		4320	2405	85	578	25127	15455
97						5046								5046
TOTAL	29293	3343	**	7602	242195	96199	97237	2310	98736	15156	1484	3692	468945	128302

* Total sólo de los países que aparecen en esta tabla.

** La captura está incluida en Japón.

Tabla 2. Resultados GLM de proporción de hembras por clases de talla de palangre de España. Las áreas analizadas son las que definen los científicos españoles (Figura 6.1) y las regiones biológicas donde tiene lugar la alimentación, transición, y desove (Figura 1).

Area española (definiciones áreas reducidas) años 89-96 palangre talla 120-200.

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	2174	1799.01				
Size	2166	1442.92	356.09	19.79%	19.79%	0.0000
Size + Year	2159	1416.57	26.35	1.46%	21.26%	0.0004
Size + Year + Area	2150	1196.73	219.84	12.22%	33.48%	0.0000
Size + Year + Area + Size*Year	2095	1162.74	33.99	1.89%	35.37%	0.9884
Size + Year + Area + Size*Year + Size*Area	2033	1089.87	72.87	4.05%	39.42%	0.1627
Size + Year + Region	2157	1286.7	129.87	7.22%	28.48%	0.0000
Size + Year + Area(region)	2150	1196.732	219.84	12.22%	33.48%	0.0000

Tabla 3. Análisis GLM de proporción de hembras por clases de talla de palangre de España. Se agregaron datos de tres áreas pequeñas frente a Europa y el norte de Africa para examinar los efectos temporales.

Nueva área costera y estación - España.

Model Factors	Residual d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	Model % deviance	Pr(Chisq)
Null	461	493.07				
Size	455	291.68	201.39	40.84%	40.84%	0.0000
Size + Year	448	259.68	32.00	6.49%	47.33%	0.0000
Size + Year + Season	446	252.12	7.56	1.53%	48.87%	0.0228
Size + Year + Season + Size*Year	404	217.76	34.36	6.97%	55.84%	0.7928
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season	392	210.8863	6.88	1.39%	57.23%	0.8657
Size + Year + Season + Size*Year + Size*season + Year*season	380	187.5101	23.38	4.74%	61.97%	0.0247
Size + Year + Season + Year*Season	434	230.0578	22.06	4.47%	53.34%	0.0368

Tabla 4. Sustituciones introducidas al ajustar SRS para los datos españoles agregados por años por área e información adicional sobre especificación del modelo. A menos que se indique lo contrario, los datos a continuación se ajustaron empleando datos específicos área-trimestre. Para conveniencia, también se muestra la región biológica asociada a cada área pequeña.

Intervalos de clases de talla de 10 cm LJFL

Area 10, trimestre 1 eliminado por falta de datos.

Area 13 eliminada por falta de datos

Células área-trimestre-talla con menos de 10 peces muestreados, eliminadas.

Sex ratio por clases de talla = 0.500 para tallas ≤ 100 cm.

Sex ratio por clases de talla = 1.000 para tallas ≥ 250 cm.

Areas España	Trimestre	Comentario
1 (transición)	1,4	Emplear predicciones del modelo talla + área.
2 (transición)	2	Emplear predicciones del modelo talla + área.
3 (transición)		Sin sustituciones
4 (alimentación)		Emplear predicciones de trimestre
5 (alimentación)	2	Emplear predicciones del modelo talla + área.
6 (alimentación)		Sin sustituciones
7 (desove)	1	Emplear predicciones del modelo talla + área.
8 (desove)		Sin sustituciones
9 (transición)	1	Emplear predicciones del modelo talla + área.
10 (alimentación)	1	Emplear predicciones del modelo talla + área.
11 (transición)	1,2	Emplear predicciones del modelo talla + área.
12 (transición)	1	Emplear predicciones del modelo talla + área.
13 (transición)		No se dispone de observaciones. Utilizar otro área para sustituciones.
14 (transición)		No se dispone de observaciones. Utilizar otro área para sustituciones.
15 (transición)		No se dispone de observaciones. Utilizar otro área para sustituciones.

Tabla 5. Captura estimada unisex por clases de edad, deducidas de la captura unisex por clases de tallas aplicando una curva de crecimiento no específica del sexo; y captura total por clases de edad para hembras, machos y ambos sexos combinados, deducida de la captura por clases de talla específicas de la edad* que aplican las curvas de crecimiento específicas del sexo, SCRS/96/99.

UNISEX (Captura unisex por clases de talla con edad determinada mediante la curva de crecimiento unisex).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	13581	20548	21792	7643	14426	9169	11982	7688	10006	11526	20519
1	46592	75557	84123	75818	48086	41991	41542	55758	57908	46221	47723
2	93278	117368	131015	113844	117477	88009	100678	111714	117250	126235	106844
3	87842	108891	98608	90267	92342	95844	85171	98109	80694	102747	94064
4	66549	73666	60797	59004	50510	54471	54563	57474	48211	54004	52444
5	34726	37418	29690	28195	25489	25227	27486	28694	24212	24711	22782
6	16137	18119	12259	12947	11226	11203	12245	12999	11652	11233	9841
7	8024	7868	7182	6966	5825	5533	6256	6244	6419	6212	5675
8	4167	4166	3451	3427	2917	2693	3080	3096	3121	3119	2486
9	2804	2197	1931	1925	1617	1331	1650	1749	1580	1662	1267
10	1564	1623	1153	1203	957	857	1033	1124	1082	953	1046
11	1001	1037	721	835	585	578	656	635	700	639	522
12	663	608	448	485	379	312	451	416	442	370	287
13	417	363	283	289	291	255	310	353	311	364	459
14	321	292	250	199	177	149	170	205	185	162	136
15+	4077	3845	2640	3224	2349	2783	2929	3143	3220	3693	3165
Total	381743	473565	456343	406271	374655	340404	350203	389400	366993	393850	369260

Hembras -Machos (Captura por clases de talla sexadas, separadamente mediante curvas de crecimiento específicas del sexo y después combinadas).

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	22813	34324	40328	20453	25442	14072	18259	14580	15941	18051	28679
1	56158	85470	94494	89849	59341	48290	50707	68055	57928	63750	58694
2	75010	93346	103327	88667	96217	70528	81511	90806	89070	105380	91017
3	62216	80312	72876	65756	68041	67899	62946	73237	59326	75519	69888
4	53590	61291	51689	48589	44057	49842	46915	49670	41213	47597	45948
5	38371	42329	35107	33180	29537	30471	30583	32002	27623	30226	28811
6	25397	28168	20537	20619	18500	18287	19602	20890	18158	18896	16097
7	15292	16433	13052	12984	11399	10987	11728	12120	11445	11830	10658
8	9318	9174	8161	8101	6727	6338	6759	7021	6612	6590	5589
9	5871	6196	5324	5350	4204	3765	4045	4437	4140	3953	3440
10	3512	3430	2877	2898	2482	2365	2516	2683	2538	2463	2235
11	2346	2229	1825	1864	1712	1621	1751	1875	1760	1991	1729
12	1416	1482	1115	1149	957	950	993	981	1020	1067	903
13	851	912	672	676	651	610	729	737	726	556	615
14	522	551	394	446	480	423	470	485	422	464	299
15+	5682	6038	4824	5794	5033	4821	5221	5446	5066	5252	4257
Total	378366	471684	456603	406376	374778	331269	344735	385026	342987	393582	368858

* Las matrices de captura por clases de talla se separaron en sexos, aplicando años agregados, región biológica y sex ratio específico de la estación deducidos de GAM (véase el texto) por categorías de 5 cm LJFL.

Tabla 5. (cont.)

Hembras (captura por clases de talla de hembras con edad determinada mediante curva de crecimiento de hembras)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	10454	15618	18224	8755	11831	6385	8343	6207	7015	8258	13327
1	27486	42730	47690	44438	28601	24039	25387	33923	29069	31102	29304
2	41098	53008	59130	49857	52538	40077	47161	53485	51373	61818	51548
3	38636	51723	44846	40301	39615	42578	40533	46961	36555	46333	43186
4	36013	41412	33754	31271	26413	29981	31496	33018	26428	29504	30221
5	25702	28415	23877	22065	18367	18858	20502	21431	17948	18152	18050
6	17342	19342	13429	13499	11645	11958	13360	14248	12173	11898	10322
7	10047	10564	8626	8408	7045	6890	7712	7852	7732	7347	6723
8	6017	5655	4953	4648	3887	3625	4191	4162	4181	4135	3264
9	3569	3583	2725	2795	2273	1880	2368	2543	2426	2268	2124
10	2102	1919	1532	1572	1237	1233	1377	1489	1476	1434	1323
11	1212	1147	777	874	728	755	836	973	944	1015	829
12	754	760	448	502	337	409	423	415	481	580	549
13	281	317	223	195	144	157	228	192	242	143	302
14	146	150	75	113	130	104	140	144	106	197	100
15+	186	245	137	203	150	186	307	144	145	194	162
Total	221046	276586	260446	229495	204942	189114	204364	227185	198294	224377	211333

Machos (captura por clases de talla de machos con edad determinada mediante curva de crecimiento de machos)

AGE	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
0	12359	18706	22104	11699	13611	7688	9916	8372	8926	9793	15353
1	28672	42740	46804	45411	30740	24251	25320	34132	28859	32648	29390
2	33912	40338	44197	38810	43679	30451	34350	37321	37697	43562	39469
3	23580	28589	28029	25456	28425	25321	22413	26276	22771	29185	26702
4	17578	19879	17935	17319	17643	19861	15420	16652	14785	18093	15727
5	12669	13914	11230	11115	11170	11613	10081	10571	9675	12074	10761
6	8055	8826	7109	7120	6855	6330	6242	6642	5985	6998	5775
7	5245	5869	4427	4575	4354	4097	4015	4268	3713	4483	3935
8	3301	3519	3208	3453	2840	2714	2568	2859	2431	2456	2325
9	2302	2613	2599	2555	1931	1885	1677	1894	1715	1685	1317
10	1410	1511	1346	1327	1245	1132	1139	1195	1062	1029	912
11	1134	1082	1048	991	984	866	915	903	815	975	899
12	661	722	667	647	619	542	571	567	538	487	354
13	570	595	449	481	507	453	500	546	484	412	313
14	376	401	319	333	350	319	330	341	315	267	199
15+	5496	5794	4687	5591	4883	4634	4914	5302	4921	5058	4095
Total	157320	195098	196156	176881	169835	142155	140371	157840	144694	169205	157525

Tabla 6. Estimaciones aproximadas de mortalidad total (Z) y errores estándar asociados obtenidos con análisis de curvas de captura empleando conjuntos de datos de captura por clases de edad desarrollados en Halifax en 1996 y en la presente reunión. Los análisis se efectuaron incluyendo edades 4 a 12 para dos períodos temporales (1986-1990). Unisex = sexos combinados utilizando una sola curva de crecimiento de Gompertz adoptada por el SCRS en 1988. M+f = sexos combinados tras determinación de la edad específica por sexo.

BERMUDA '98**

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.47	0.4	0.53	0.62	0.48	0.42	0.52
S.E.	0.014	0.008	0.006	0.012	0.011	0.004	0.006	0.006

HALIFAX '96

Time:	1986 - 1990				1991 - 1995			
	unisex	m+f	male	female	unisex	m+f	male	female
Z*	0.6	0.45	0.39	0.5	0.61	0.46	0.41	0.5
S.E.	0.014	0.011	0.013	0.001	0.01	0.005	0.007	0.006

* El Grupo subrayó que estas estimaciones de mortalidad no deberían utilizarse para llegar a deducción alguna acerca del estado de los stocks, ya que estos cálculos hacen supuestos cuestionables, tales como el equilibrio.

** Estas estimaciones se obtuvieron utilizando los datos de captura por clases de edad por sexo calculados durante la reunión de Bermuda. Aunque subsiguientemente se detectó un pequeño error en esta captura por clases de edad por sexo (que fue corregido), las estimaciones de esta tabla no han sido recalculadas. Es improbable que las conclusiones del análisis puedan cambiar.

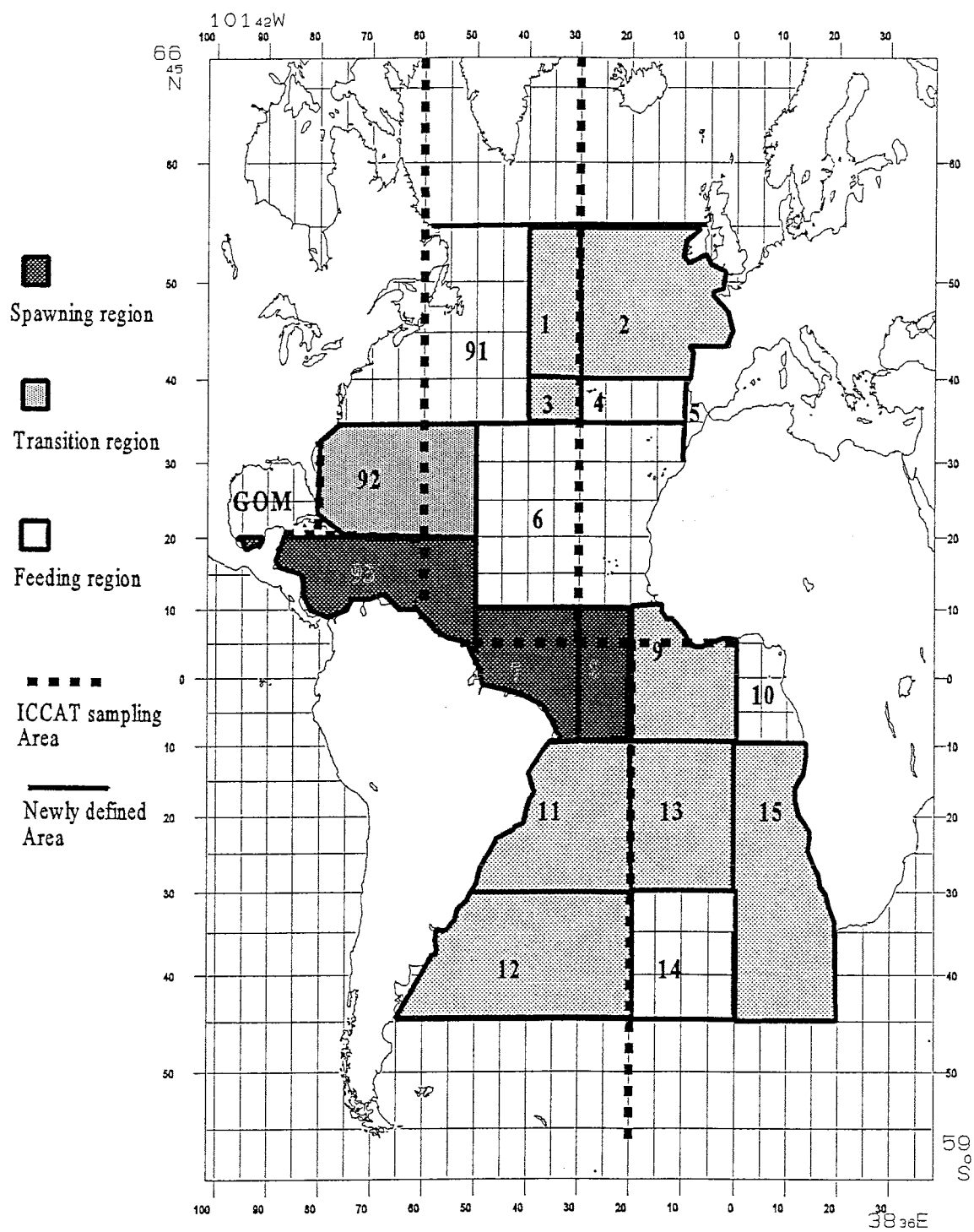
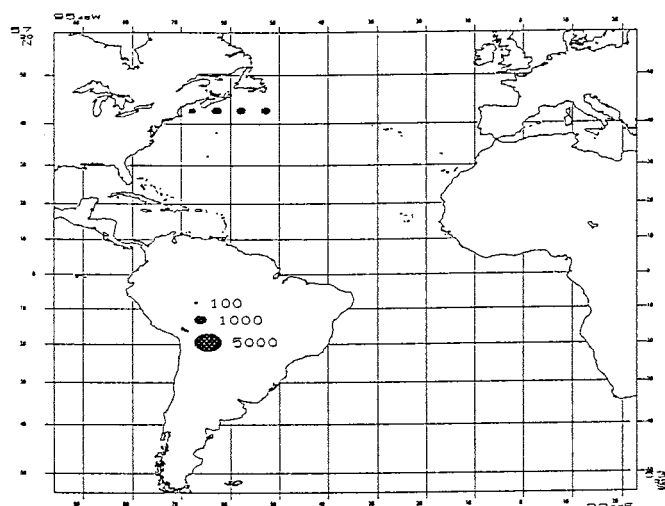
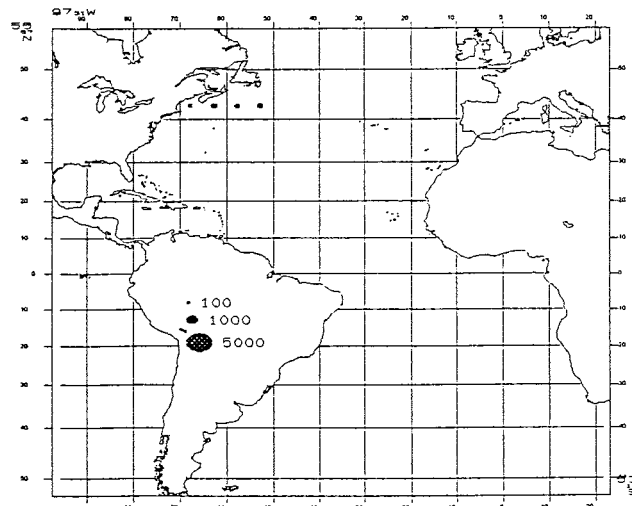


Figura 1. Mapa de zonas pequeñas y regiones biológicas (desove, transición y tróficas) usadas en los análisis, comparadas con las zonas convencionales ICCAT de muestreo usadas en análisis hechos en 1996.

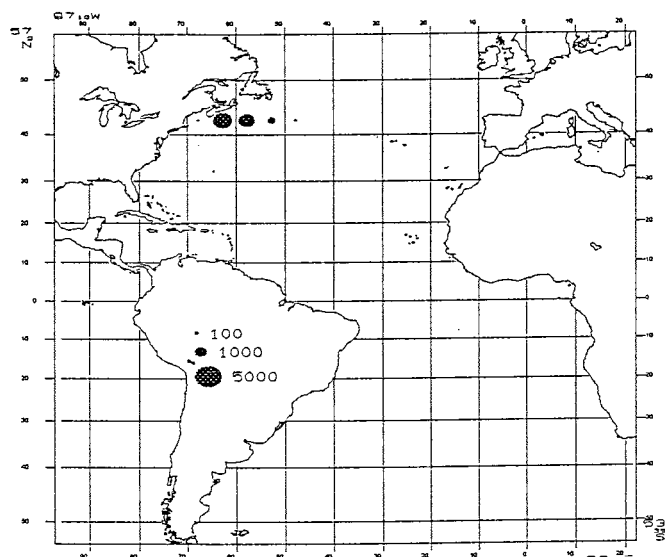
CANADA FEMALE



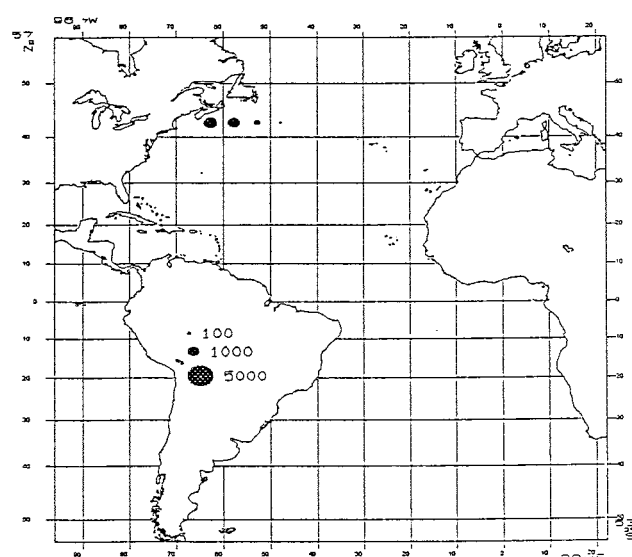
CANADA MALE



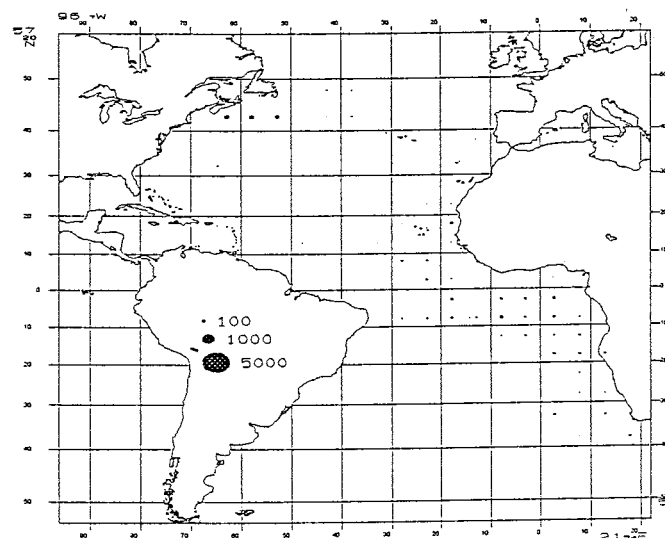
CANADA-JAPAN FEMALE



CANADA-JAPAN MALE



JAPAN FEMALE



JAPAN MALE

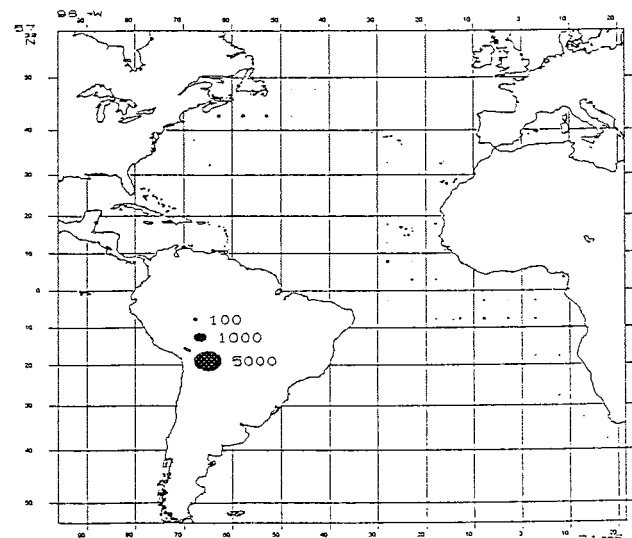
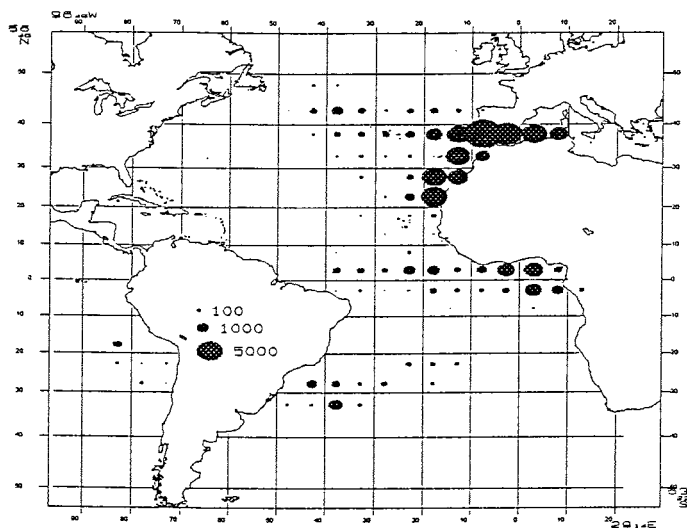
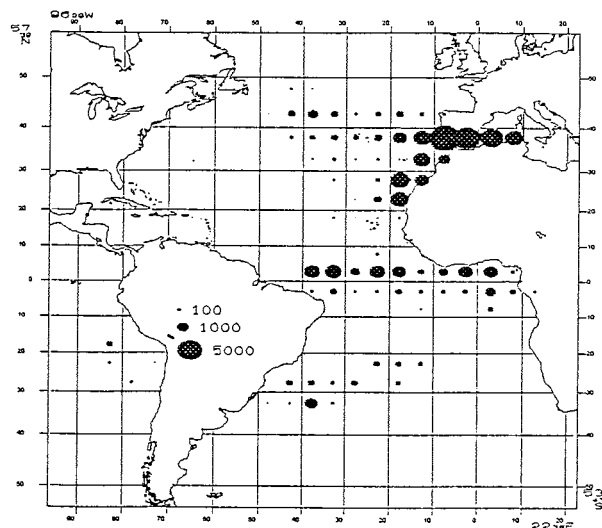


Figura 2. Distribución de observaciones SRS por país o fuente de datos. Canadá se refiere a la pesquería doméstica canadiense y Canadá-Japón se refiere a datos de observadores canadienses en barcos japoneses.

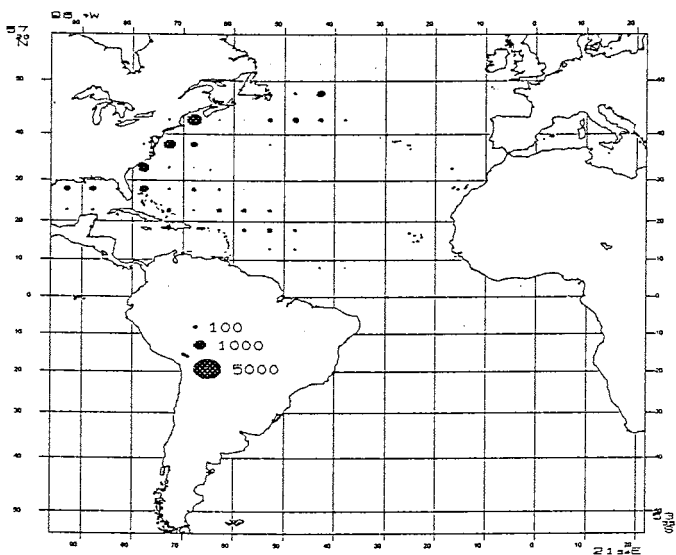
SPAIN FEMALE



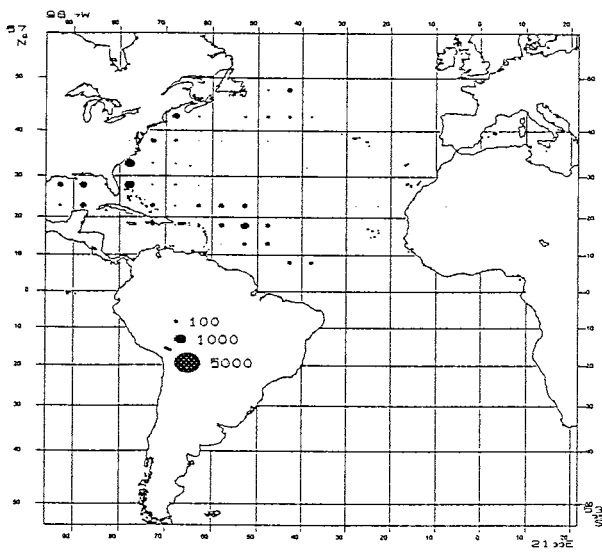
SPAIN MALE



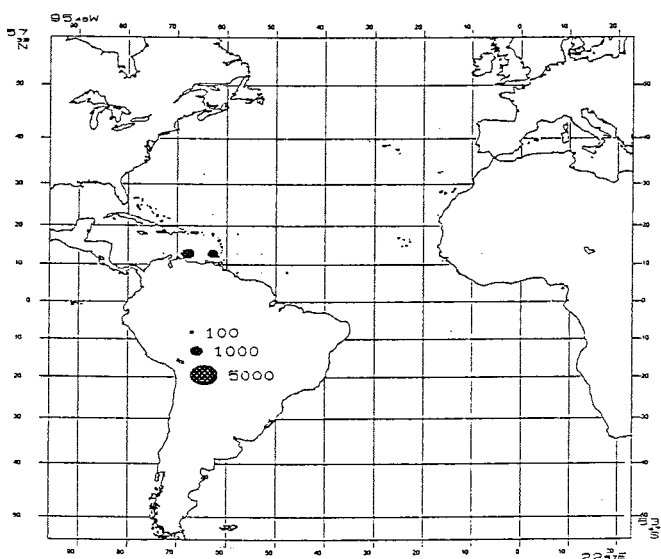
U.S.A. FEMALE



U.S.A. MALE



VENEZUELA FEMALE



VENEZUELA MALE

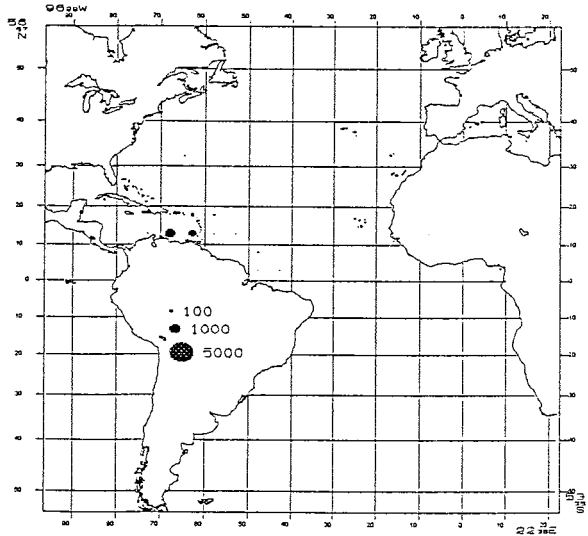
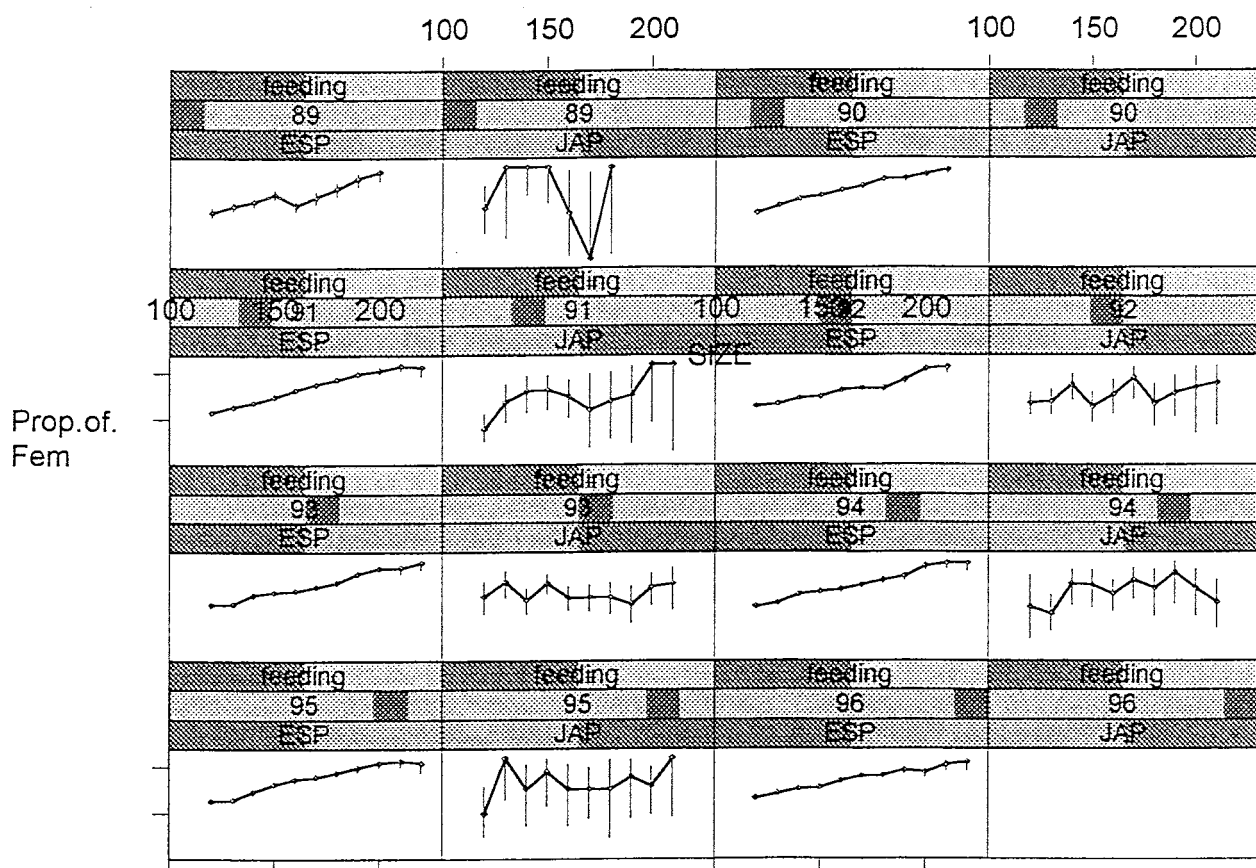


Figura 2. Cont.

España-Japón 90% IC datos brutos por región y año
Región trófica



Región de transición

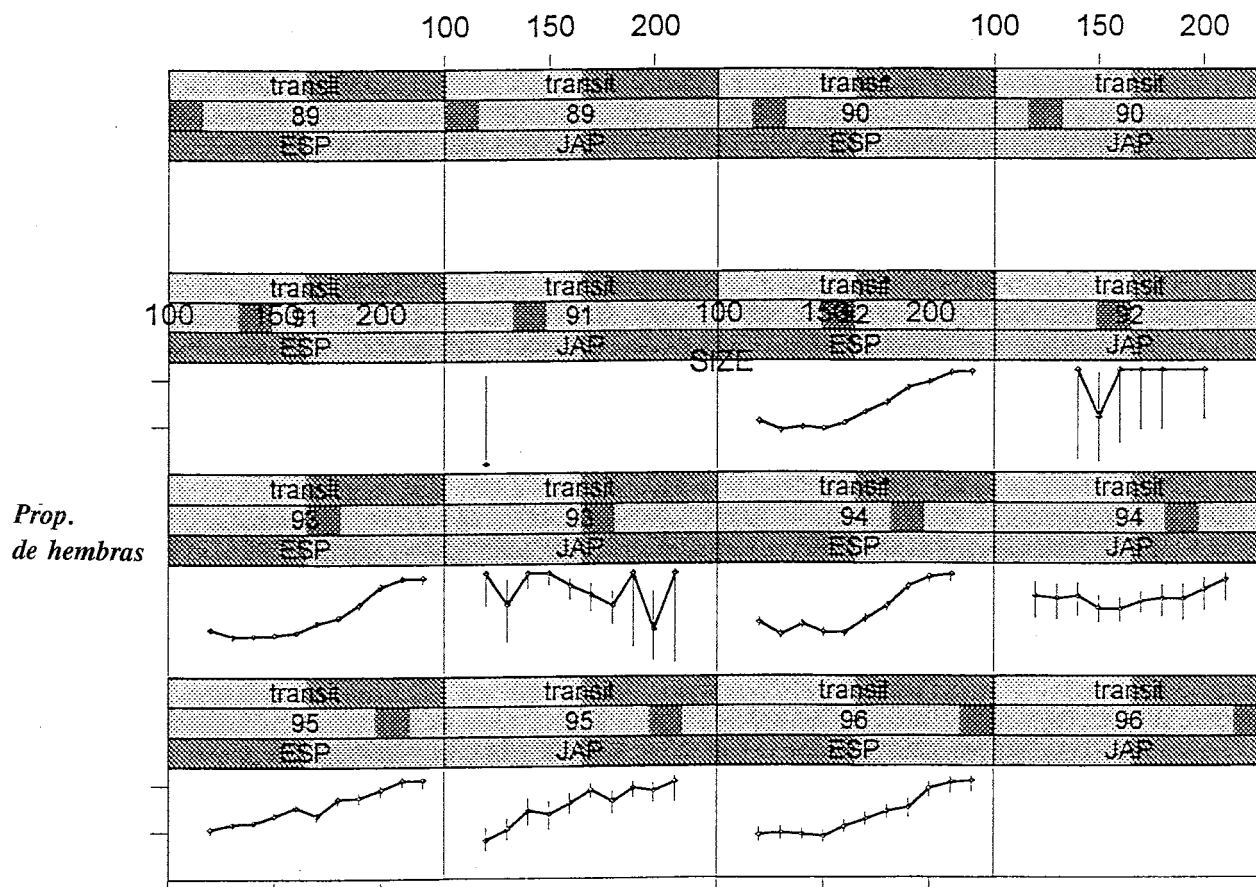
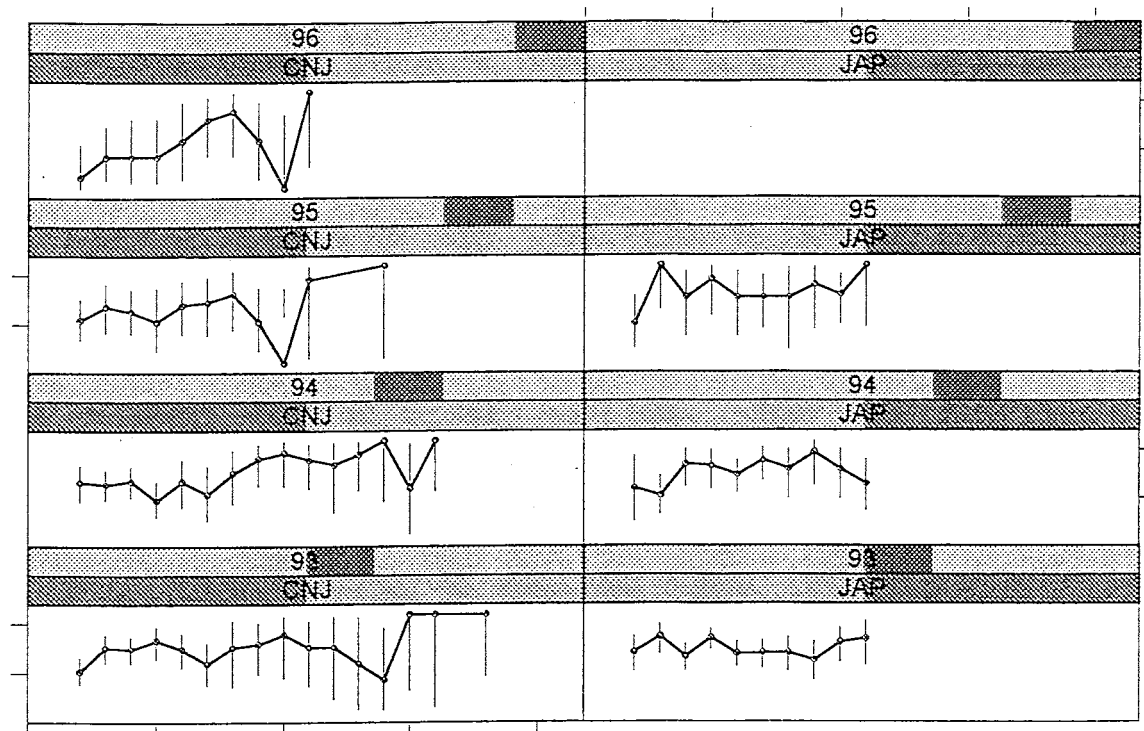


Figura 3. Sex ratios por talla observadas (proporción hembras) con intervalos de confianza del 90% por pesquería.

Canadá-Japón y Japón, 90% IC bruto por año



Canadá-Japón y Japón, 90% IC bruto por año

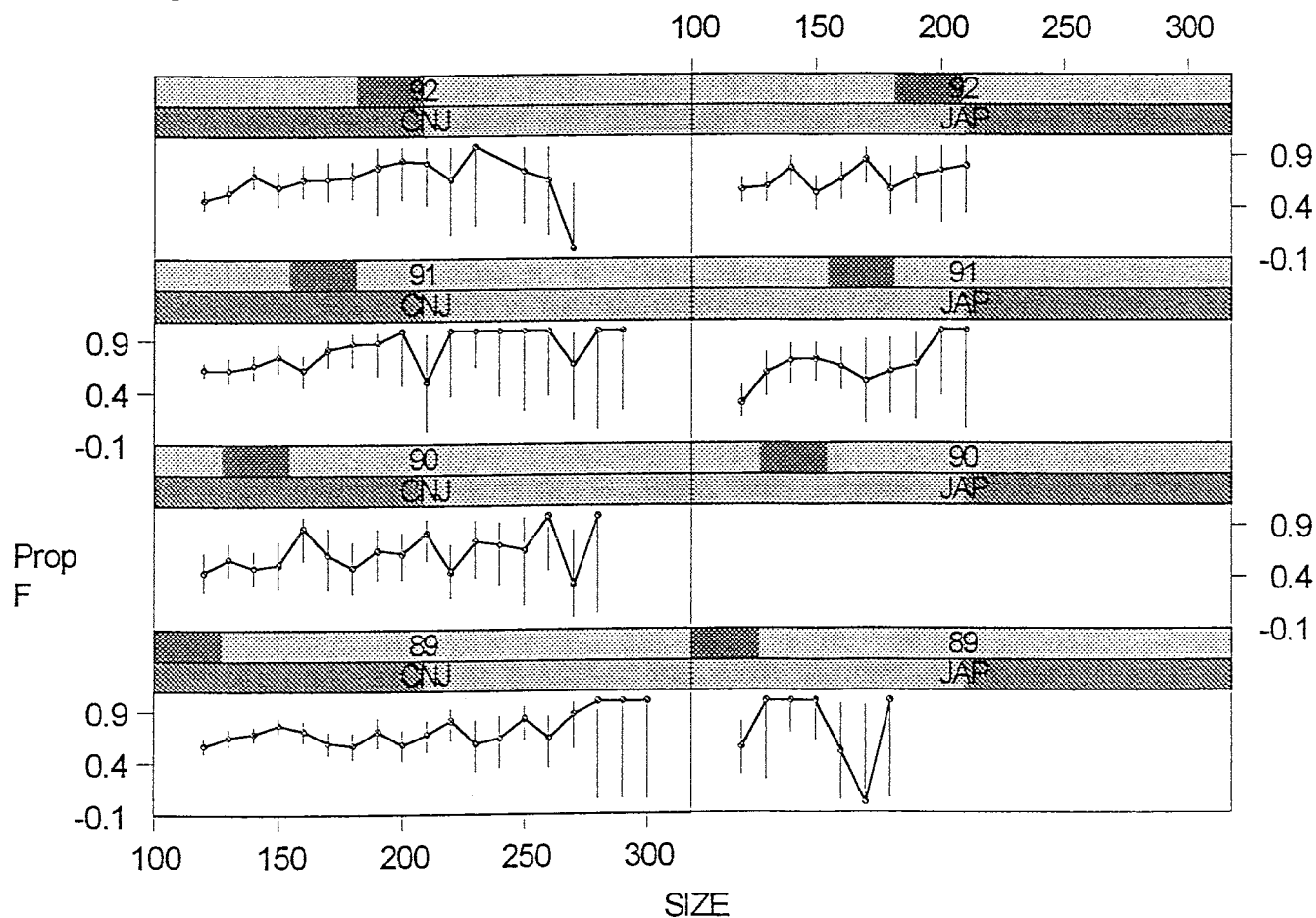
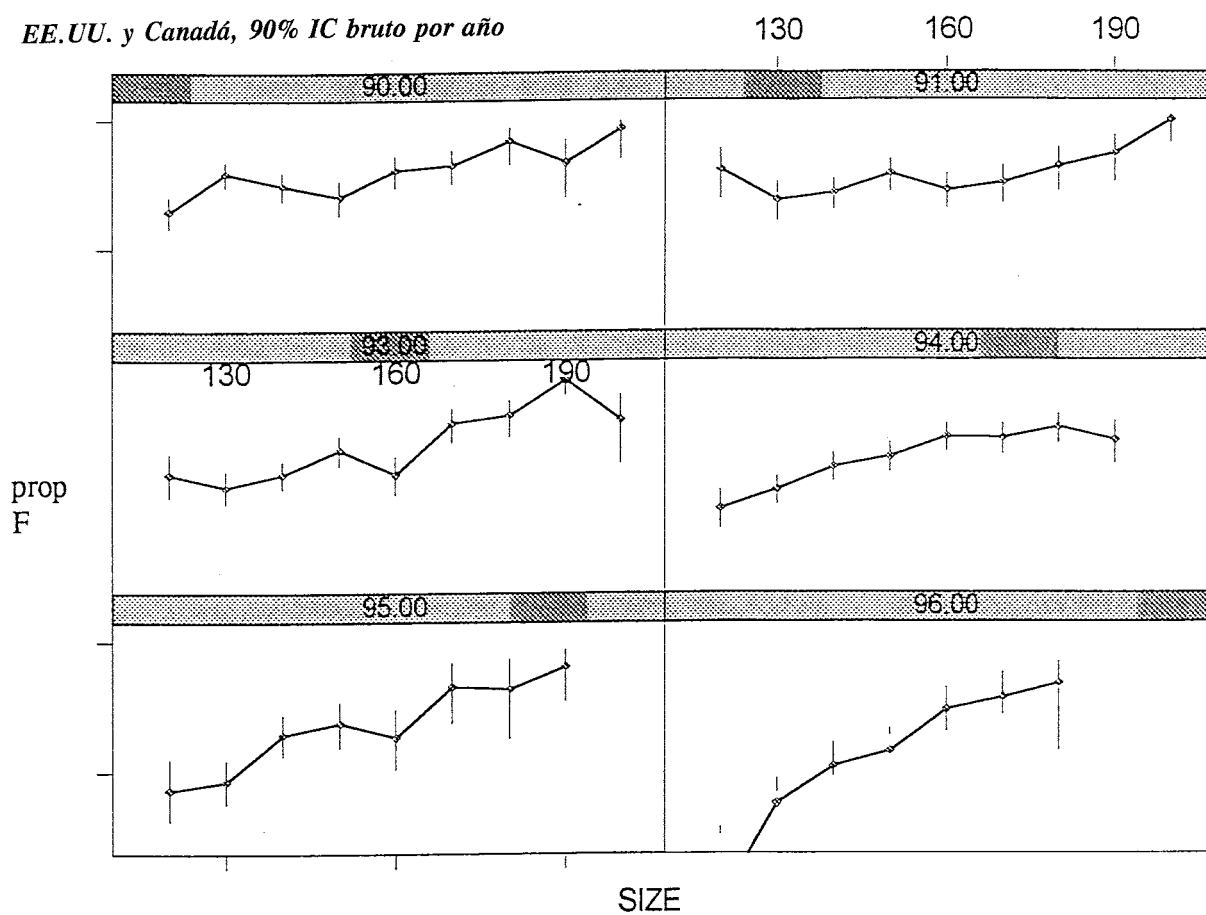


Fig.3. Cont.

EE.UU. y Canadá, 90% IC bruto por año



EE.UU. y Venezuela, 90% IC bruto por año, transición

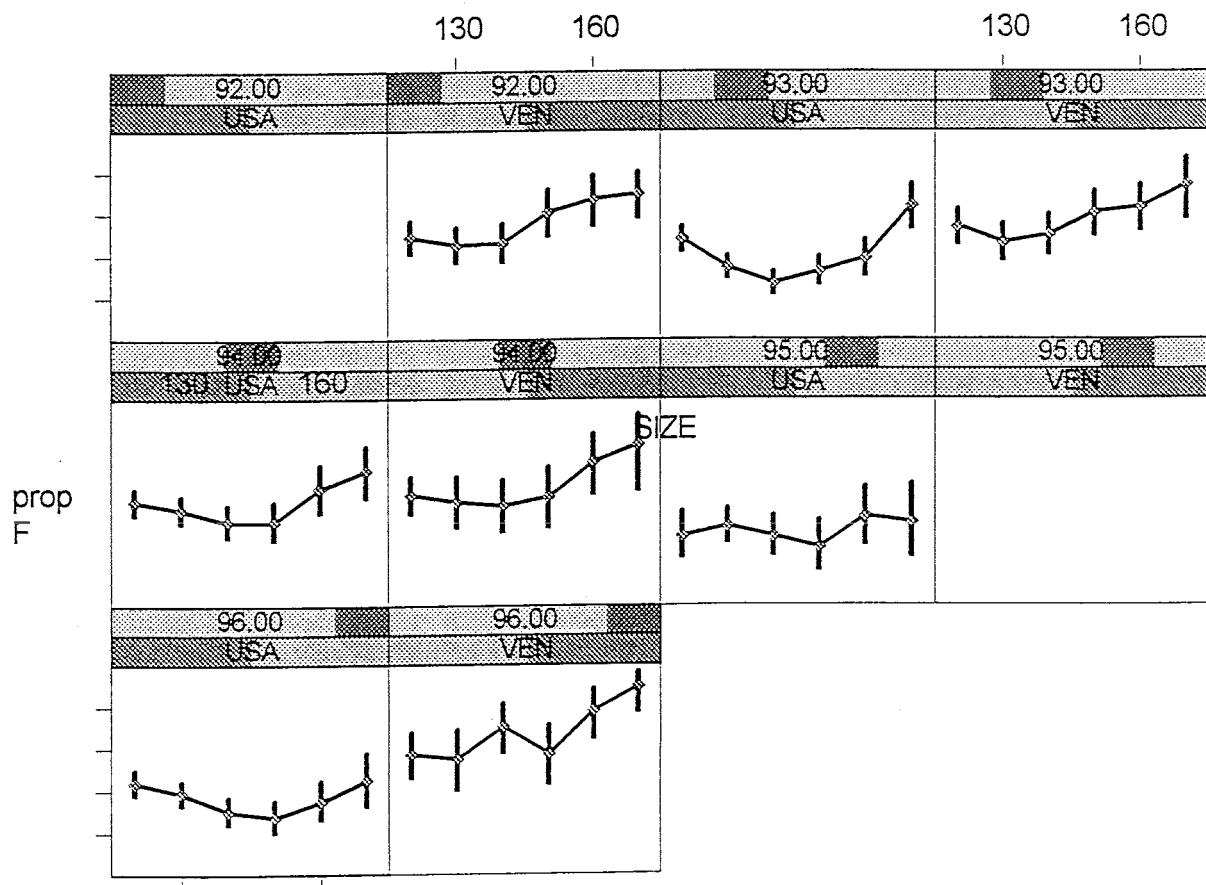


Fig. 3. Cont.

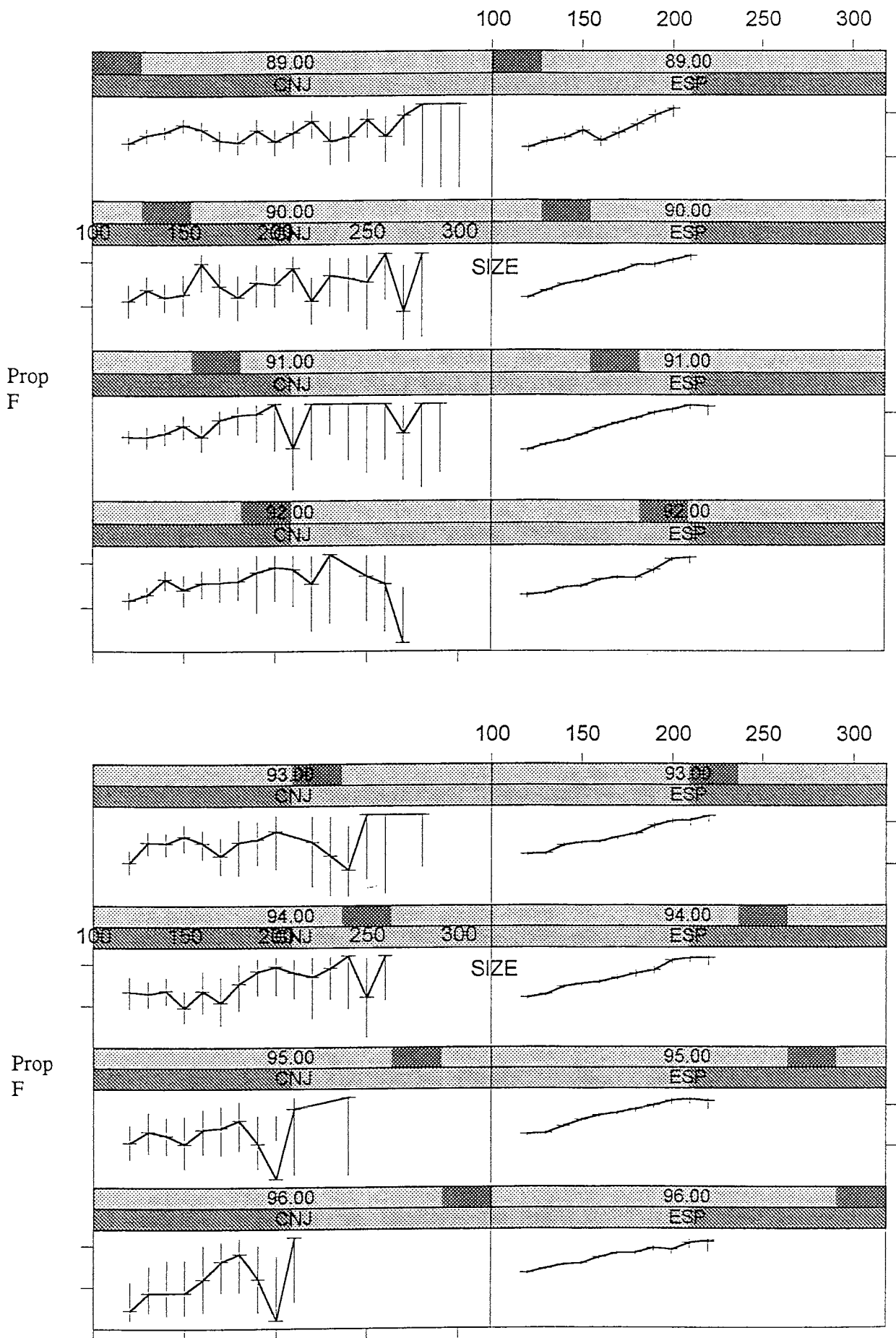
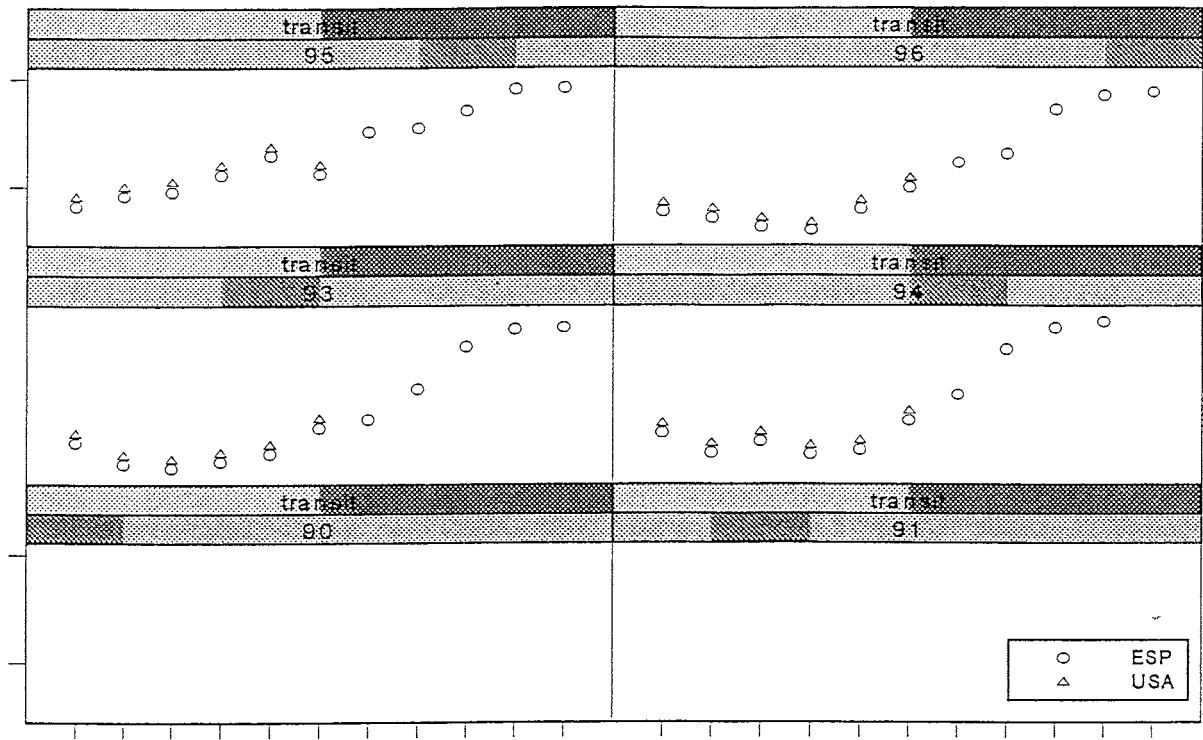


Figura 3. Cont.

EE.UU y España, SRS previsto (GLM) por región y año, palangre



EE.UU y España, SRS previsto (GLM) por región y año, palangre

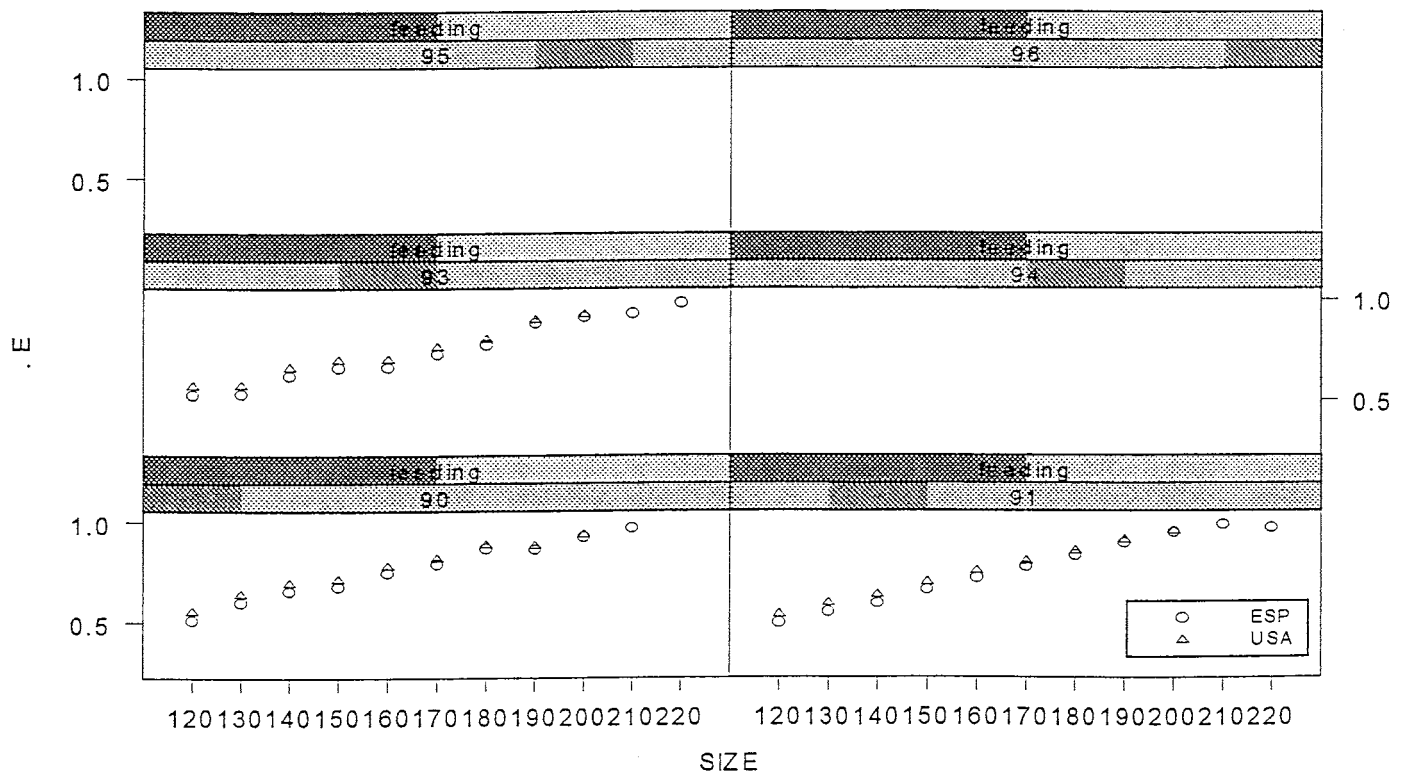
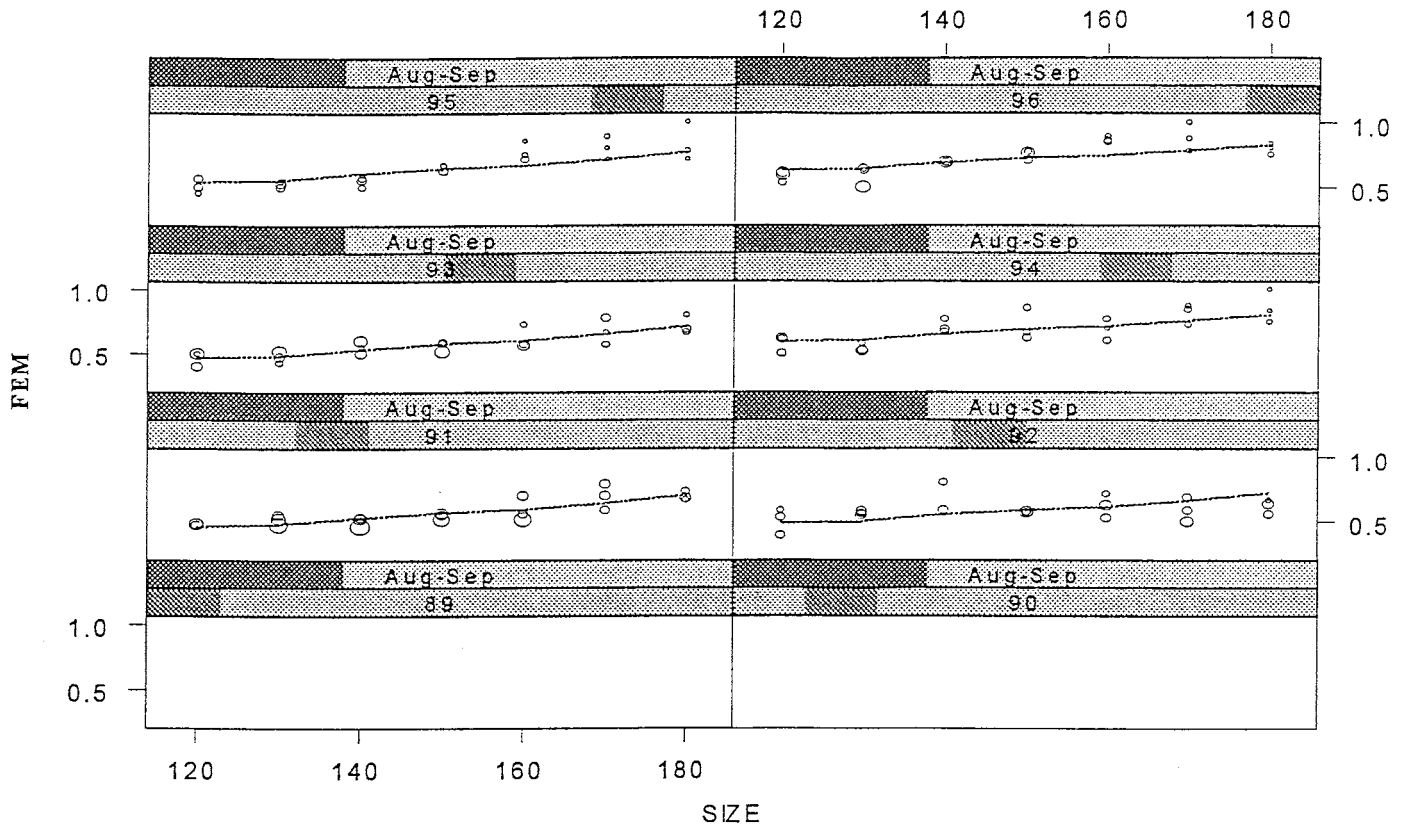


Figura 4. Estados Unidos y España - Sex ratio prevista por talla por GLM (proporción hembras) por región biológica (trófica y transición) y año.

España. Efecto de temporada costera y año



España. Efecto de temporada costera y año

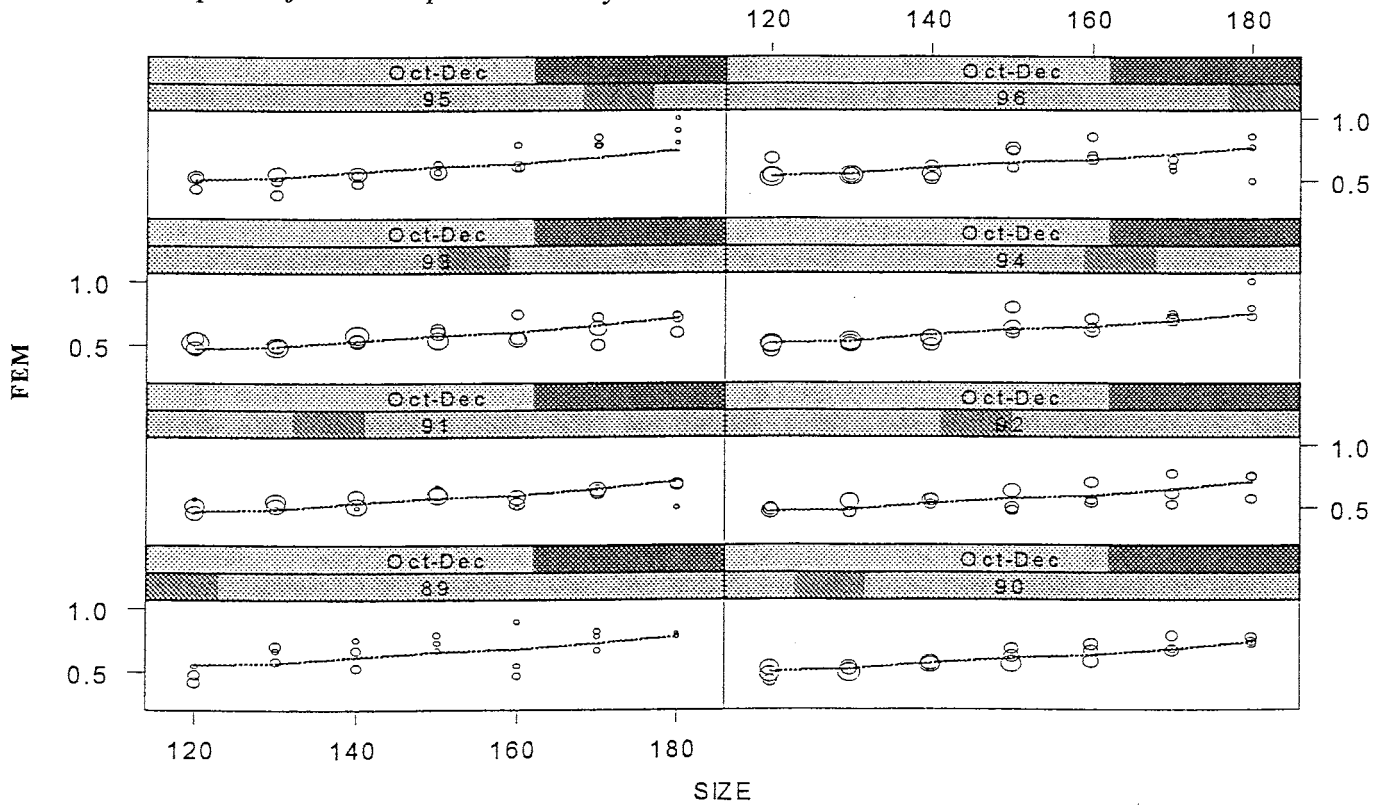


Figura 5. Palangre costero español (3 pequeñas zonas frente a las costas de Europa y Africa del Norte) media observada (círculos proporcionales al número de peces sexados) y sex ratio por talla prevista por GLM (proporción hembras) por zona y trimestre.

España. Efecto de temporada costera y año

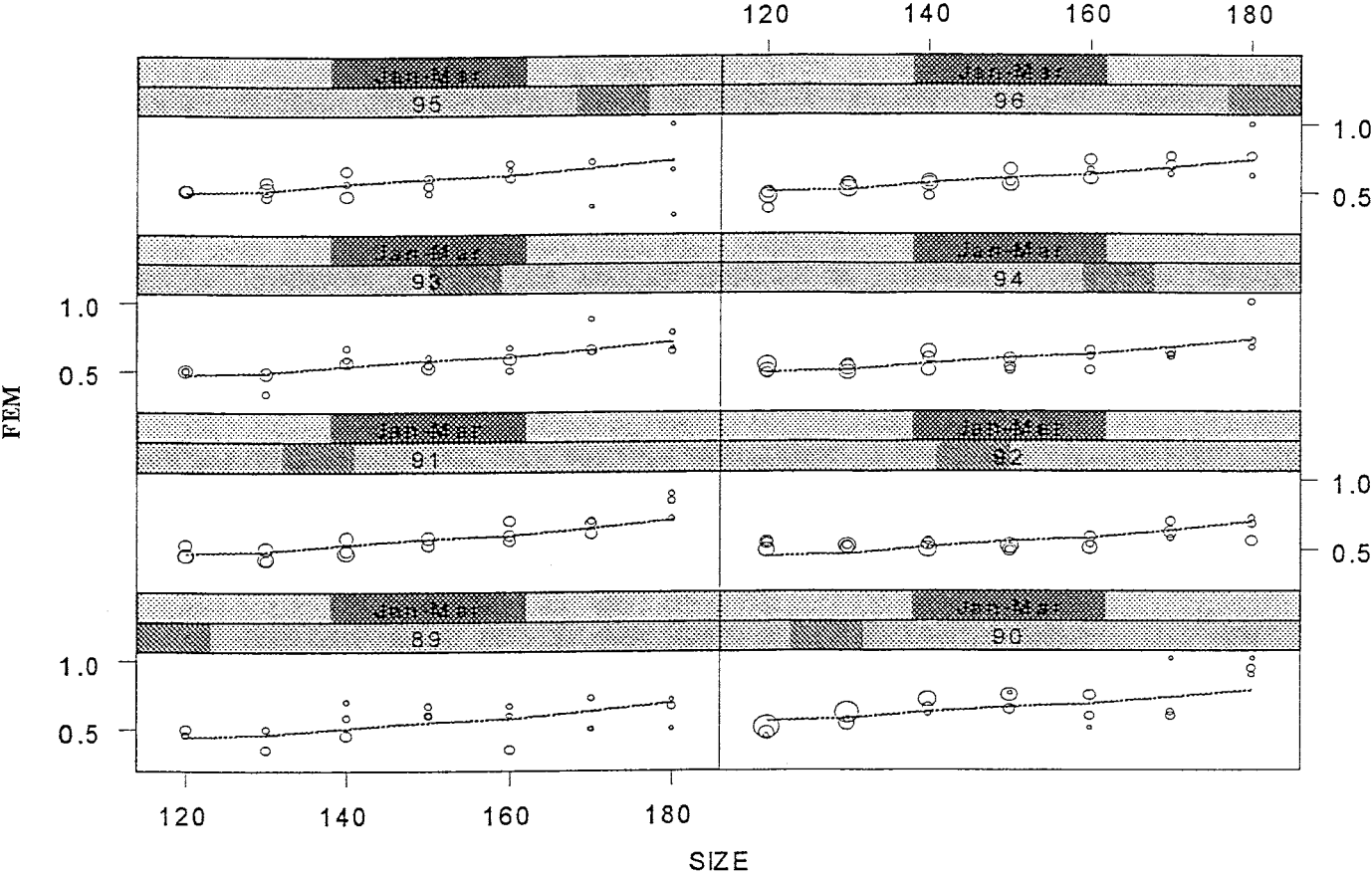
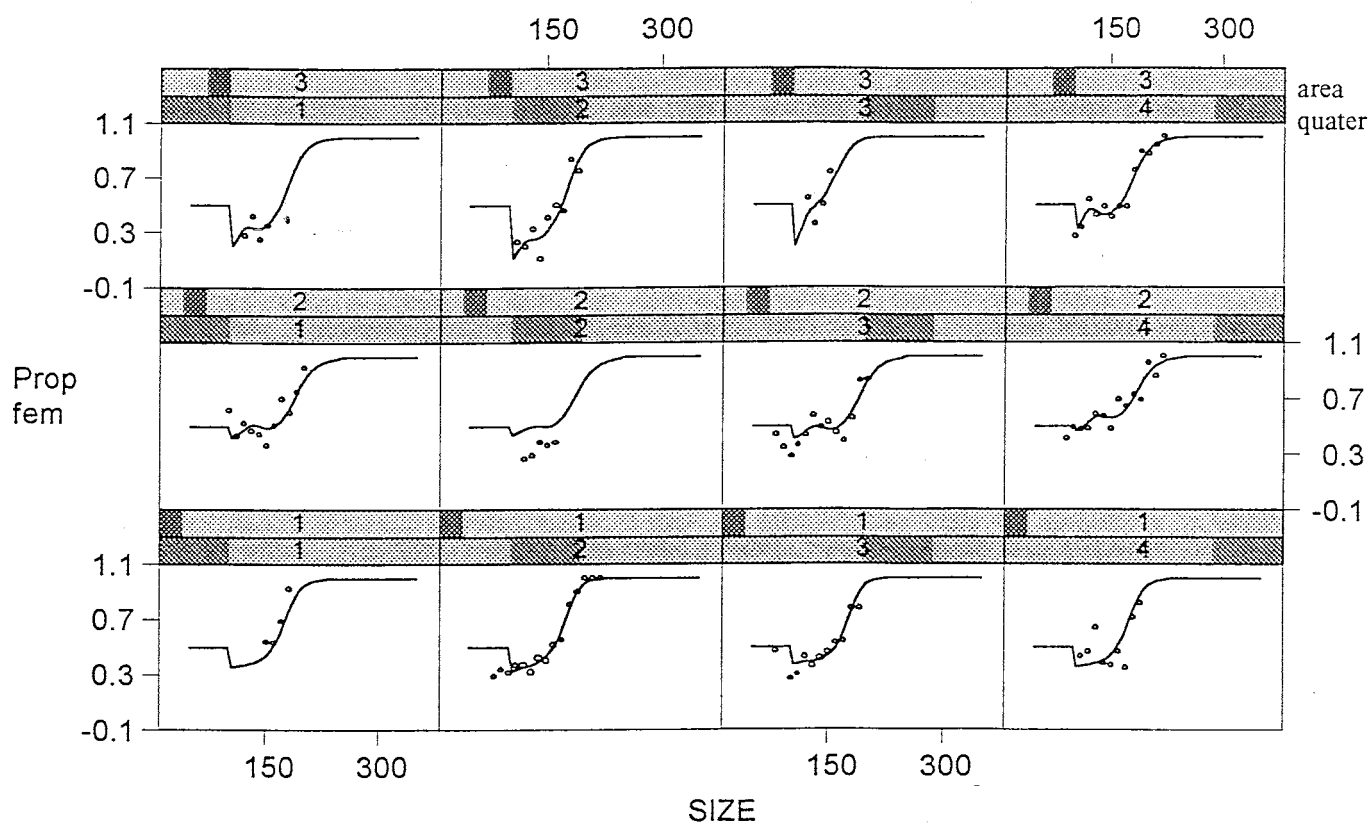


Fig. Cont.



Palangre España por zona y trimestre

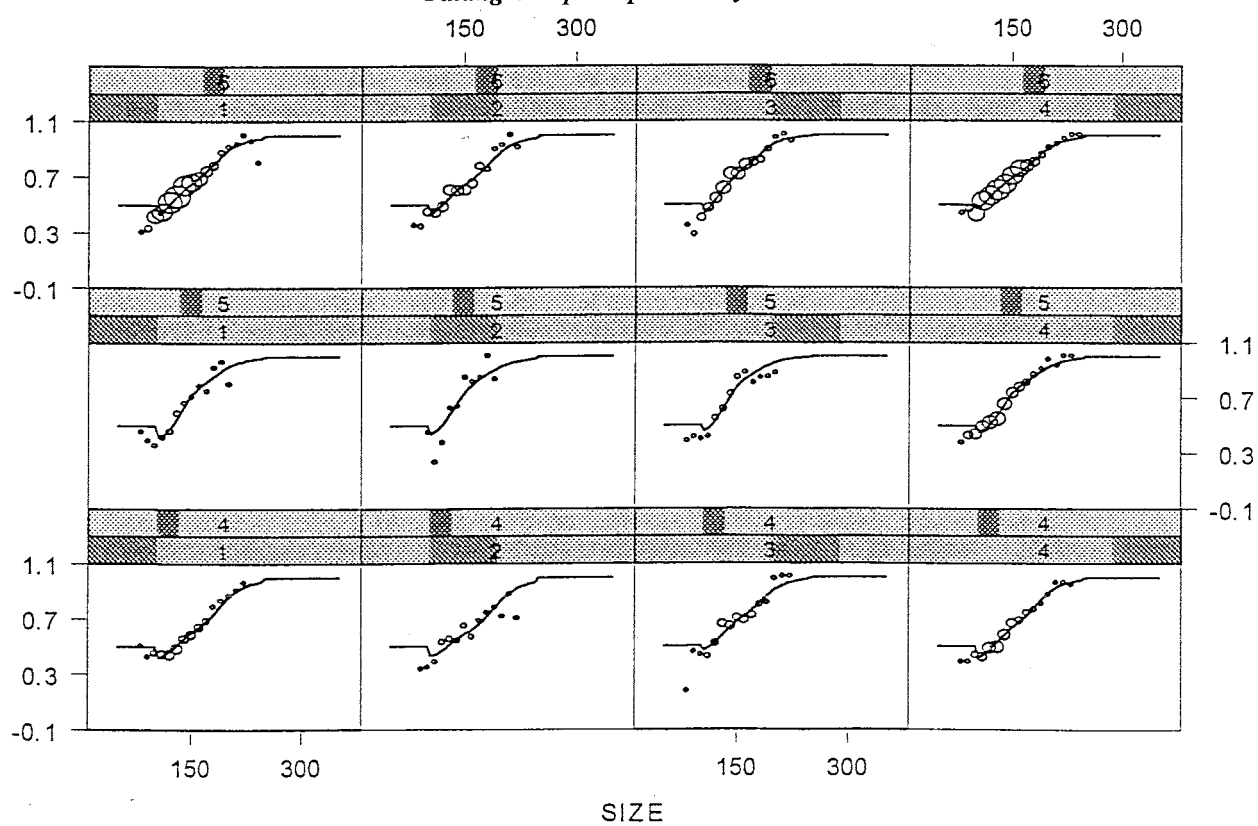
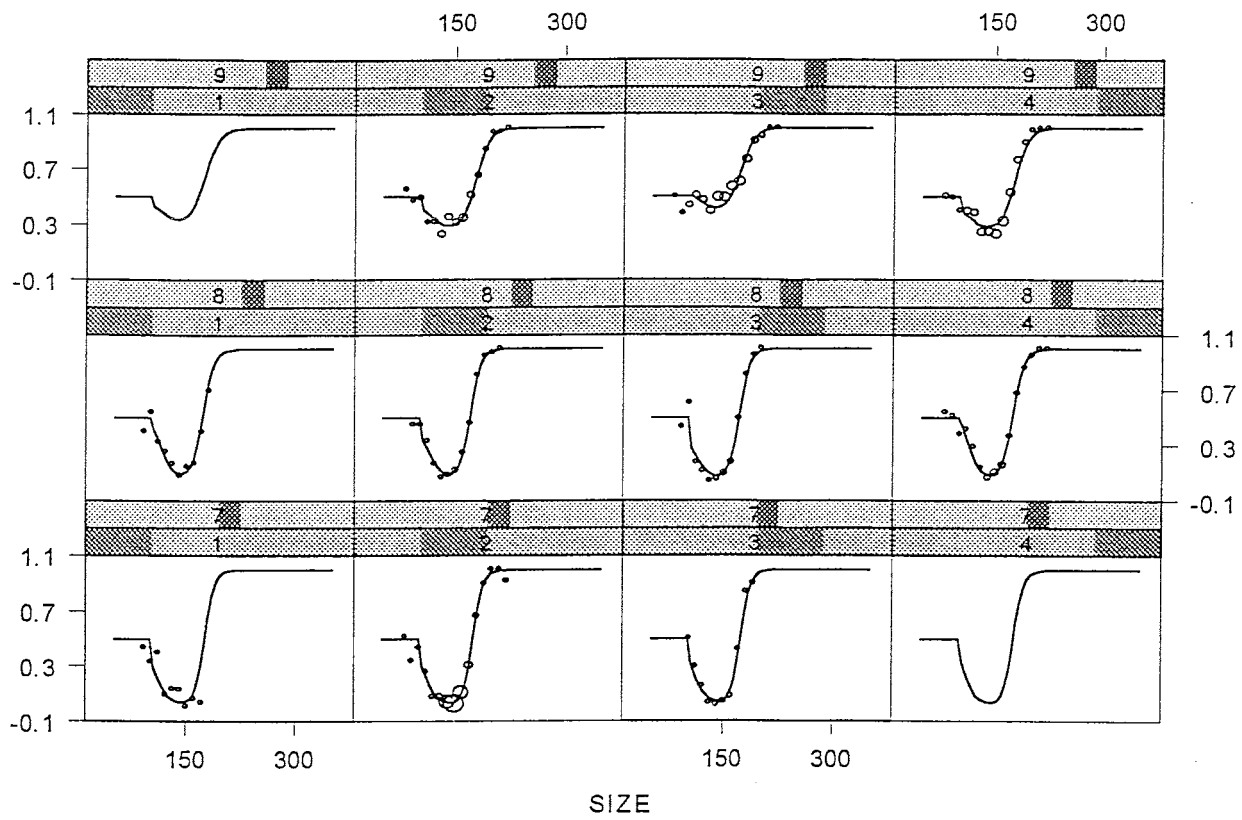


Figura 6. Sex ratio por talla (proporción hembras) observada (círculos abiertos) y estimada por GAM (líneas) para la pesquería de palangre dirigida al pez espada por zona y trimestre por año.

Palangre España por zona y trimestre



Palangre España por zona y trimestre

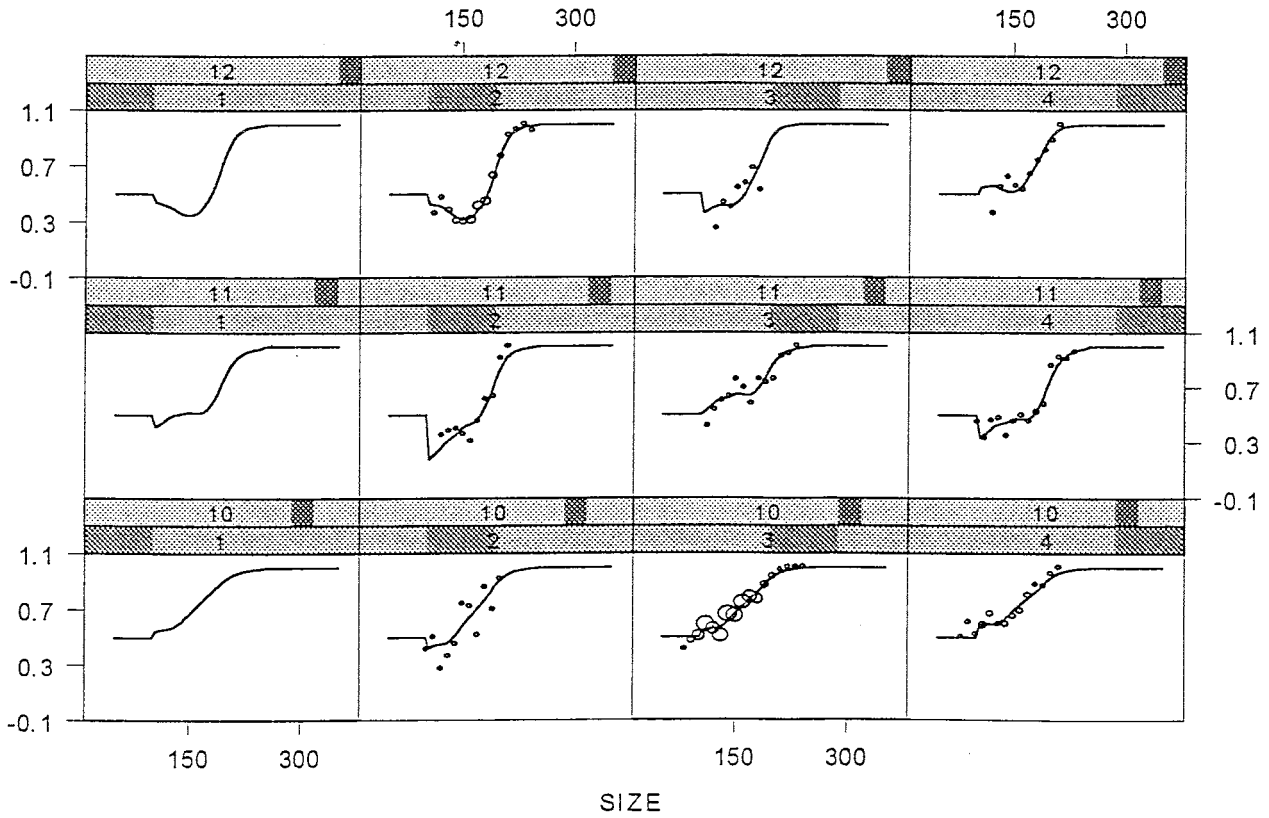
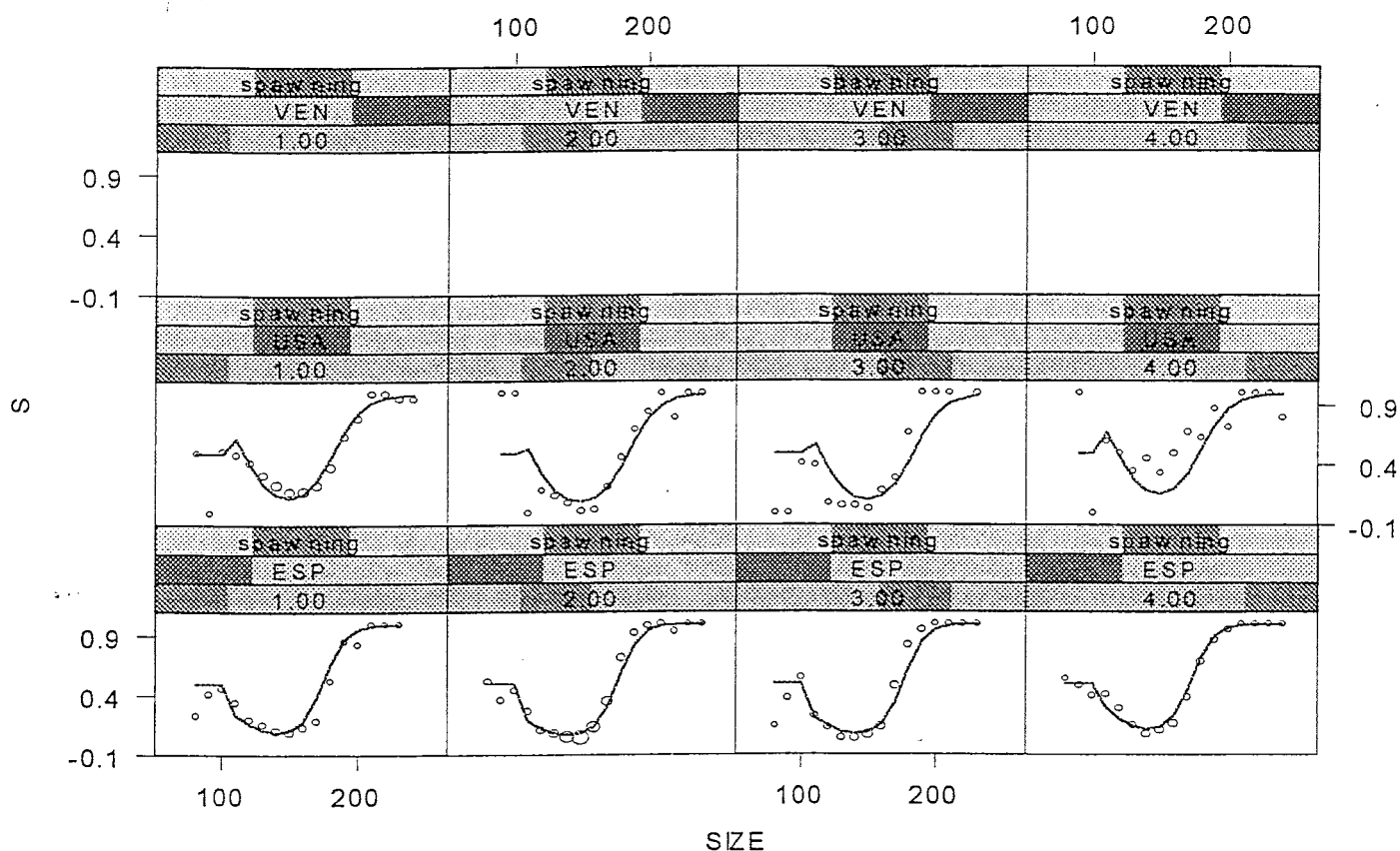


Figura 6. Cont.

Sex ratio por talla de hembras. Media observada y estimada por GAM, por región, país y trimestre



Sex ratio por talla de hembras. Media observada y estimada por GAM, por región, país y trimestre

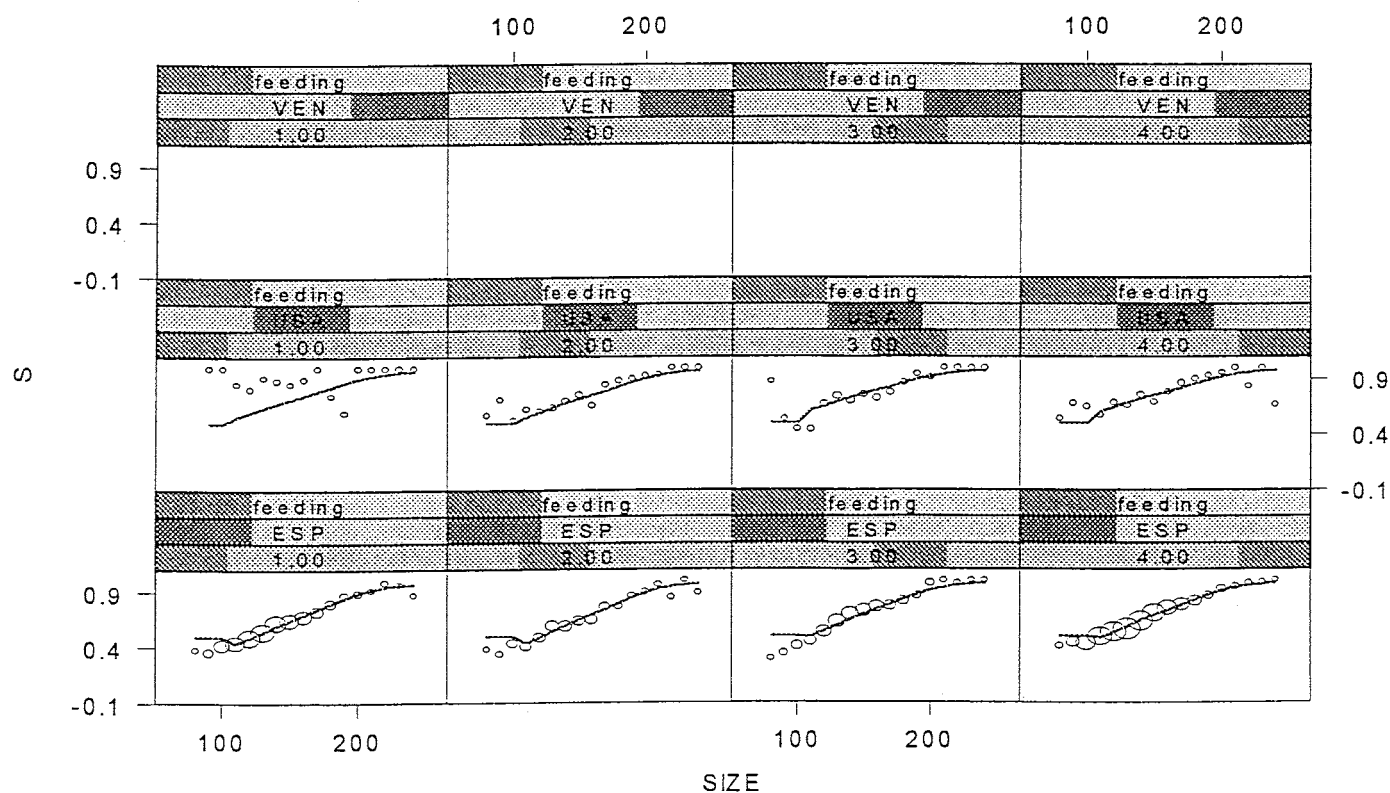


Figura 7. Sex ratio por talla (proporción hembras) media observada (círculos) y estimada por GAM por regiones biológicas, pesquería y trimestre.

Sex ratio por talla de hembras. Media observada y estimada por GAM, por región, país y trimestre

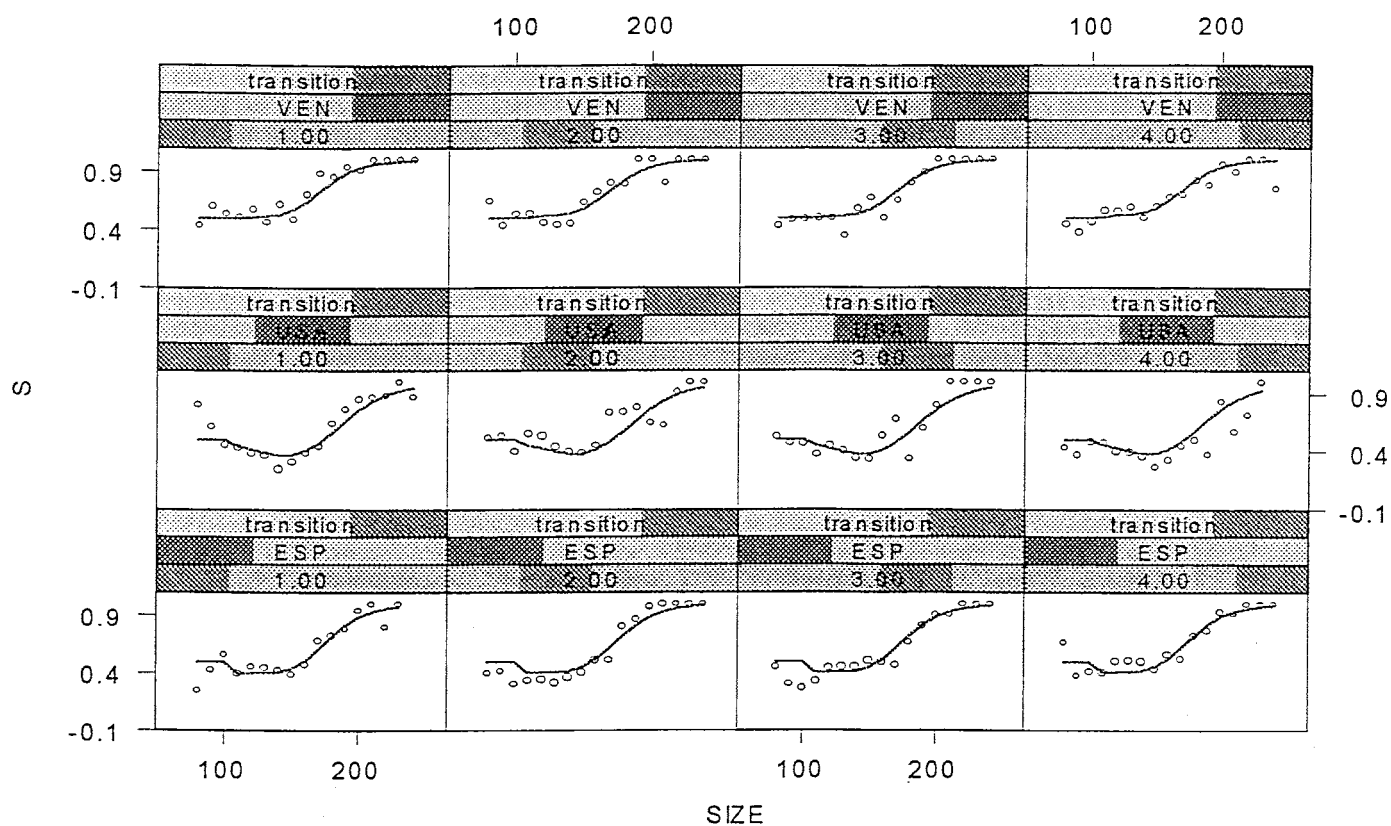


Figura 7. Cont.

SRS previstas por año disgregado, región biológica y país

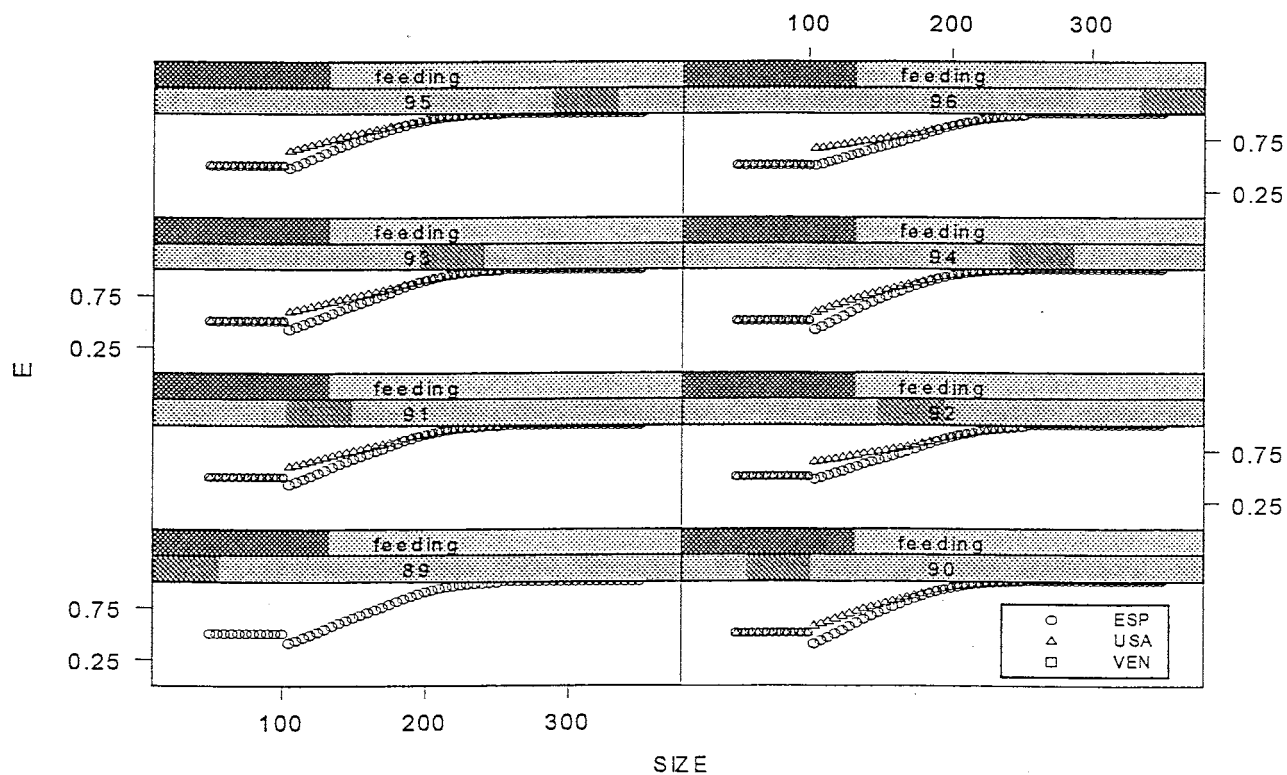
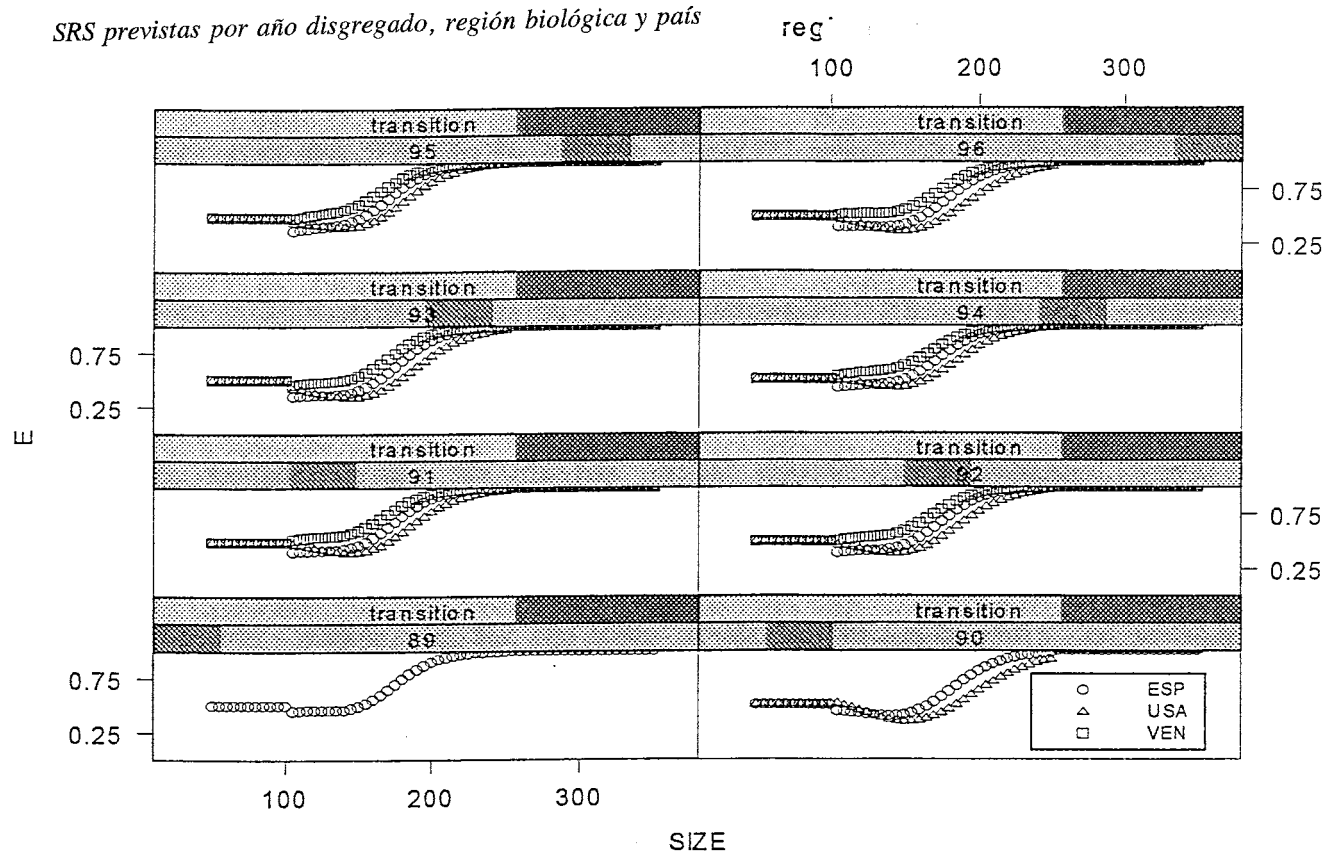


Figura 8. Sex ratio por talla (proporción hembras) media observada (círculos) y estimada por GAM por año, regiones biológicas y pesquerías.

SRS previstas por año disgregado, región biológica y país



SRS previstas por año disgregado, región biológica y país

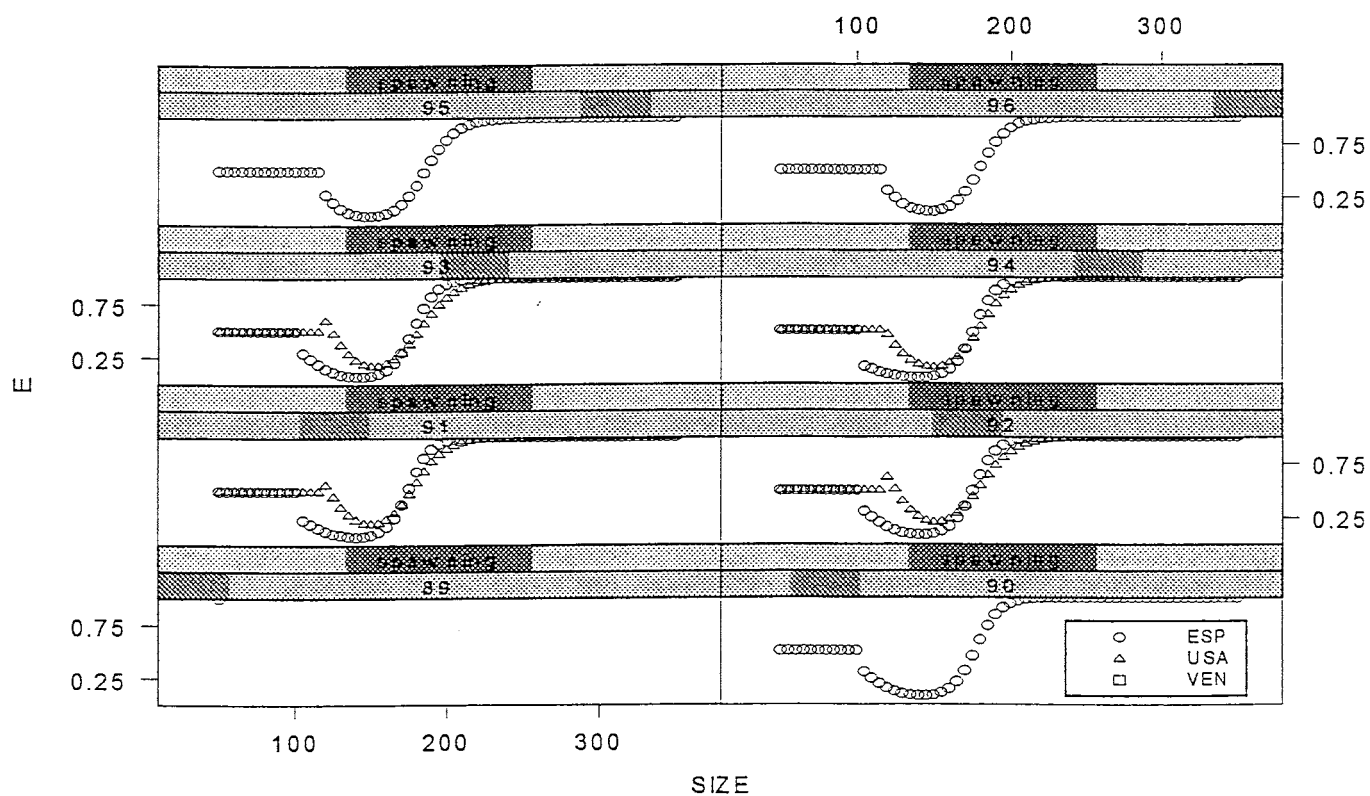


Figura 8. Cont.

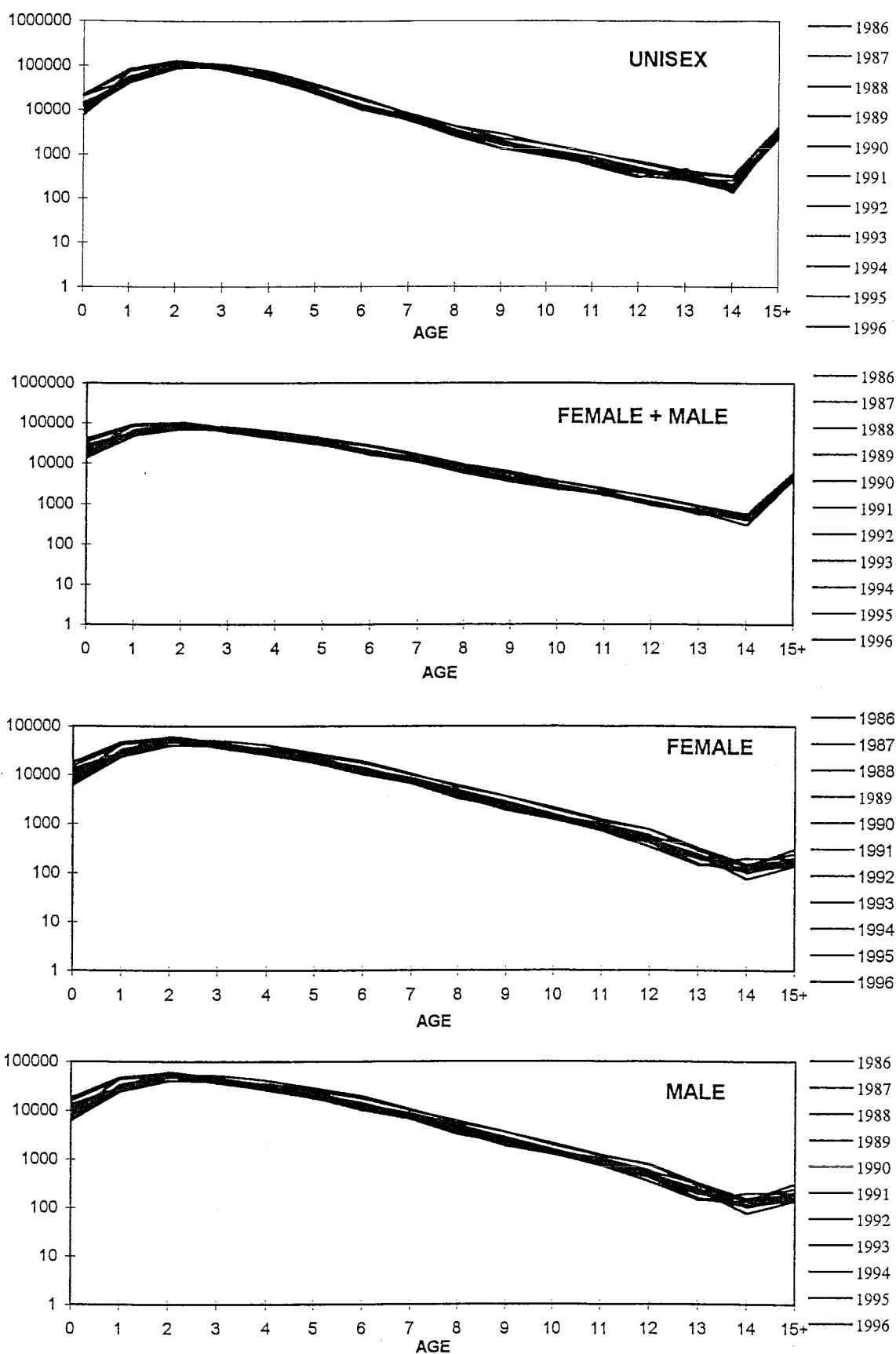


Figura 9. Comparaciones de captura por edad entre edades unisex, hembra y macho combinados tras determinar la edad, y hembra y macho.