

REPORT OF THE 2015 ICCAT BLUE SHARK STOCK ASSESSMENT SESSION

(Oceanário de Lisboa, Lisbon, Portugal – 27-31 July 2015)

SUMMARY

The meeting was held at the Oceanário de Lisboa, Portugal, 27-31 July. The objective of this meeting was to assess the status of the stocks (North and South) of Atlantic blue shark. The last assessment was conducted in 2008 and targeting of longline fisheries has developed in recent years.

RÉSUMÉ

La réunion a été tenue à l’Oceanário de Lisboa à Lisbonne (Portugal) du 27 au 31 juillet 2015. La réunion avait pour objectif d’évaluer l’état des stocks (Nord et Sud) du requin peau bleue. La dernière évaluation date de 2008 et les pêcheries palangrières ciblant cette espèce se sont développées au cours de ces dernières années.

RESUMEN

La reunión se celebró en el Oceanário de Lisboa, en Lisboa, Portugal, del 27 al 31 de julio de 2015. El objetivo de esta reunión era evaluar el estado de los stocks (norte y sur) de la tintorera del Atlántico. La última evaluación tuvo lugar en 2008, y en años recientes se han desarrollado pesquerías de palangre dirigidas a esta especie.

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements

The Meeting was held at the Oceanário de Lisboa, in Lisbon (Portugal) from 27 to 31 July 2015. Dr. Enric Cortés (USA), meeting Chairperson opened the meeting and welcomed participants (“the Group”). The Secretariat Scientific Coordinator welcomed meeting participants and thanked the Oceanário and IPMA for hosting the meeting and for providing all the logistical arrangements. Mr. Miguel Oliveira also welcomed the participants and highlighted the importance of hosting the meeting, due to the Oceanário de Lisboa general objective of promoting overall conservation of the marine environment and fisheries resources. The Chair proceeded to review the Agenda which was adopted without changes (**Appendix 1**).

The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The following participants served as rapporteurs:

<i>Item</i>	<i>Rapporteur</i>
Item 1	Miguel Neves dos Santos
Item 2.1	Paul de Bruyn, Agostino Leon
Item 2.2	Paul de Bruyn, Guillermo Diaz and Andres Domingo
Item 2.3	Paul de Bruyn, Kwang-Ming Liu
Item 2.4	Paul de Bruyn, Enric Cortés
Item 2.5	Paul de Bruyn
Items 3.1 and 3.2	Paul de Bruyn, Elizabeth Babcock, Felipe Carvalho
Item 3.3	Paul de Bruyn
Item 4.1	Laurence Kell, Elizabeth Babcock and Felipe Carvalho
Item 4.2	Laurence Kell, Dean Courtney
Item 4.3	Laurence Kell
Item 4.4	Laurence Kell, Elizabeth Babcock and Dean Courtney
Item 5.	Laurence Kell
Item 6.	Enric Cortes, David Die and Miguel Neves dos Santos
Items 7 and 8	Miguel Neves dos Santos

2. Summary of available data for assessment

2.1 Stock identity

SCRS/P/2015/031 reported on a new EU project (MedBlueSGen) which based on the Next Generation Sequencing technology seeks to develop a new restriction-site associated DNA genotyping to improve the current knowledge on blue shark (*Prionace glauca*), by creating a robust baseline of data describing the species genetic stratification in the Mediterranean. The project will tackle aspects related to the population structure, the connection to non-Mediterranean populations, and help to design management schemes in order to strengthen conservation efforts for the blue shark. The key objectives are: i) to scrutinize the prevailing assumption that Mediterranean blue shark consists of a single population (stock); and, ii) to predict if it may rely on external reinforcements from the Atlantic Ocean due to the tremendous impact of blue shark by-catch in Mediterranean fisheries. Given the extreme mobility of the species, juveniles, most linked to the coastal environment than adults, will be analyzed. The availability of samples approximately one-generation old within the MedBlueSGen Consortium will offer the unique opportunity to assess stability of genetic features in relation to the high level of vulnerability of Mediterranean BS.

The Group thanked the presenter for this interesting study and presentation of the project. The Group requested the presenter to consider making sure samples from outside the Mediterranean to be used in the project are representative to determine which part of the Atlantic population (if any) is connected to the populations in the Mediterranean. The latter may require a wider distribution of non-Mediterranean samples than the project is presently considering. If required, national scientists could help in the collection of such samples.

2.2 Catches

Document da Silva *et al.* (2015) described how chondrichthyans (sharks, skates, rays and chimaeras) are captured in many marine fisheries. Management and research efforts directed at chondrichthyan fishing are often neglected because of low product value, taxonomic uncertainty, low capture rates, and harvesting by multiple fisheries. In South Africa's diverse fishery sectors, which include artisanal as well as highly industrialised fisheries, 99 (49%) of 204 chondrichthyan species that occur in southern Africa are targeted regularly or taken as bycatch. Total reported dressed catch for 2010, 2011 and 2012 was estimated to be 3 375 t, 3 241 t and 2 527 t, respectively. Two-thirds of the reported catch was bycatch. Regulations aimed at limiting chondrichthyan catches, coupled with species-specific permit conditions, currently exist in the following fisheries: demersal shark longline, pelagic longline, recreational line, and beach-seine and gillnet. Limited management measures are currently in place for chondrichthyans captured in other South African fisheries. Catch and effort data series suitable for stock assessments exist for fewer than 10 species. Stock assessments have been attempted for five shark species: soupfin *Galeorhinus galeus*, smoothhound *Mustelus mustelus*, white *Carcharodon carcharias*, spotted ragged-tooth *Carcharias taurus*, and spotted gully *Triakis megalopterus*. Fishery-independent surveys and fishery observer data, which can be used as a measure of relative abundance, exist for 67 species. Compared with most developing countries, South African shark fishing is relatively well controlled and managed. As elsewhere, incidental capture and bycatch remain challenges to the appropriate management of shark species. In 2013, South Africa's National Plan of Action for the Conservation and Management of Sharks (NPOA-Sharks) was published. Implementation of the NPOA-Sharks should help to improve chondrichthyan management in the near future.

The Group noted that the catch ratio of shortfin mako to blue shark described in the paper is very high. It was explained that this is probably due to the fact the information provided is landings in dressed weight only, and thus would not include discarded blue sharks. It was suggested that in certain areas and during certain times of the year, the discarding of blue sharks is very high, thus biasing this ratio.

2.3 Indices of abundance

Document SCRS/2015/137 presented the updated (from 2008) results from Ireland's blue shark recreational fishery spanning the period 2007-2013 for the purposes of the 2015 ICCAT stock assessment. The tagging programme commenced in 1970 and continues to the present day. Up to 2013 a total of 18,278 blue sharks were tagged and 895 recaptures were reported. Analysis of data from 2007-2013, available CPUE data from the total fishery and from a subset of angling charter vessel skippers consistently operating in the fishery, are presented. Data includes 1,431 new tagging events and 83 recaptures since the last report to ICCAT in 2008. Recapture rates were higher than those reported previously, although the numbers tagged is much reduced from the levels observed in the 1990s. CPUE for the overall fishery remained low and was consistent with lower values

observed initially from 2000 onwards. This was also observed in the skipper subset. Effort has reduced substantially arising from decreased levels of boat angling and also in response to low catch rates. Data suggest that blue shark abundance has stabilised at the reduced levels first observed in the mid-2000s.

The Group discussed that these data would be important for future assessments, especially with regards to the inclusion of tagging data from this study and from other tagging programmes on both sides of the Atlantic (e.g. US and Spain) in integrated assessment models.

In document SCRS/2015/132, the blue shark catch and effort data from observers' records of Taiwanese large longline fishing vessels operating in the Atlantic Ocean from 2004-2013 were analysed. Based on the shark by-catch rate, five areas, namely, A (north of 20°N), B (5°N-20°N), C (5°N-15°S), D (15°S-50°S, west to 20°W) and E (15°S-50°S, 20°W-20°E), were categorized. To cope with the large percentage of zero shark catch, the catch per unit effort (CPUE) of blue shark, as the number of fish caught per 1,000 hooks, was standardized using a two-step delta-lognormal approach that treats the proportion of positive sets and the CPUE of positive catches separately. Standardized indices with 95% bootstrapping confidence intervals are reported. The standardized CPUE of blue sharks peaked in 2006 decreased thereafter and increased after 2011 in the South Atlantic and peaked in 2005, decreased to the lowest in 2008 and increased thereafter for the North Atlantic blue sharks. The results obtained in this study can be improved if longer time series observers' data are available.

It was noted that the trends in the CPUE series may be in part explained by changes in targeting. In the North Atlantic the big increase in CPUE in 2005 may be unrealistic and a result of the standardisation method. It was explained that in that year, there was very little zero catch observed (due to high observer coverage in the North that year). The standardisation model included a targeting factor and the vessels identified to be targeting sharks were excluded to reduce the effect. It was further discussed that in 2006 every vessel targeting bigeye tuna had an observer which resulted in a large number of observations. In other years sampling was less complete and so this would also impact the model, and reflects different fishing patterns in different years. The difference between 2006 and 2012 in terms of number of hooks per set was also questioned. It was explained that the number of hooks per set increased in 2006 because the bigeye tuna quota decreased dramatically in that year and so fishermen tried to catch more of other species to compensate. For certain time periods it appears that vessels targeted sharks and thus zero catches over these periods were low. It was suggested that a distribution map of the CPUE and/or zero catch ratio of BSH on an annual basis may be interesting in the future to look at changes in catch trends over time. It was noted that it may be necessary to downweight these data in the assessment and/or start the CPUE series in 2005 to avoid this low coverage rate due to the observer programme only starting in 2004.

As discussed during the data preparatory meeting in 2015, with respect to the standardized CPUE indices in general the effect of targeting requires further consideration in the future, as it is unclear whether this factor is currently properly addressed during the standardization process.

Document SCRS/2015/133 described how catch and effort information from the Brazilian tuna longline fleet (national and chartered) operating in the equatorial and Southwestern Atlantic Ocean between 1978 and 2012 was used to generate a standardized CPUE index for the South Atlantic blue shark. A total of 92,766 sets were analysed. The CPUE was standardized using a Generalized Linear Mixed Model (GLMM) using a Delta Lognormal approach. The factors used in the model were: quarter, year, area, and fishing strategy. The standardized CPUE series shows a significant oscillation over time, with a general increasing trend after 1996.

It was noted that in the late 1990s, light sticks were introduced and the fisheries began to target swordfish and to expand into different fishing areas. In more recent years as a result of increased market demand for blue shark, starting in 2001 the CPUE series increases rapidly. These changes are difficult to account for, but attempts are being made to address this issue within the model. It was noted that this series probably does not reflect stock abundance and thus its use may not be appropriate at this stage. The development of two series to account for the targeting shift was suggested. Further discussion on this document was deferred to the assessment discussions in order to identify the effects this series may have on the assessment models.

Document SCRS/2015/141 showed how indices of relative abundance (CPUEs) available for the stock assessments of blue shark in the North Atlantic and South Atlantic Ocean were combined using different methods. Following the work conducted for the 2008 SCRS blue shark stock assessment, indices were combined through a GLM with two choices of weighting: by the catch of the flag represented by each index and by the area of the flag represented by each index. Additionally, a hierarchical index of abundance that combines all available indices into a single series was also developed. The three indices obtained for the North Atlantic and South

Atlantic generally followed very similar trends, with a flat tendency in the North Atlantic and an increasing trend in the South Atlantic in recent years of the time series. These indices can potentially be used in sensitivity analyses in the stock assessments.

It was noted that in several recent SCRS meetings the process of combining CPUE indices was discouraged as they tend to mask the individual trends of the series and the underlying reasons as to why the series are different. In addition, certain models can stochastically make use of the different series without need to combine these indices. As such combined indices may not be appropriate for use in assessment models. It may be more useful to group CPUEs according to similar trends and include these as separate scenarios as was discussed during the 2015 bigeye tuna assessment (SCRS/2015/015).

Lastly, it was noted that the changes to the Uruguayan CPUE series requested during the 2015 Blue Shark data preparatory meeting were carried out. The standardisation was redone, omitting the final two years of the series.

2.4 Biology

Document SCRS/2015/142 described the computation of maximum population growth rates (r_{max}) and steepness (h) values of the Beverton-Holt stock-recruitment relationship for North and South Atlantic stocks of blue shark based on the latest biological information available gathered at the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting. To encompass a plausible range of values, uncertainty in the estimates of life history inputs (reproductive age, lifespan, fecundity, von Bertalanffy growth parameters, and natural mortality) was incorporated through Monte Carlo simulation by assigning statistical distributions to those biological traits in a Leslie matrix approach. Estimated productivity was high ($r_{max}=0.31\text{--}0.44 \text{ yr}^{-1}$ for the North Atlantic stock; $r_{max}=0.22\text{--}0.34 \text{ yr}^{-1}$ for the South Atlantic stock) as previously found for these and other populations of this species. Consequently analytically derived values of steepness were also high ($h=0.73\text{--}0.93$ for the North Atlantic stock; $h=0.55\text{--}0.84$ for the South Atlantic stock). These estimates can be used as inputs into both surplus production (r_{max}) and age-structured (h) stock assessment models.

The Group noted that there are large differences between the parameters estimated for the northern and southern population, which was unexpected. It was discussed that in the south there are more studies and so the estimates may be more biologically realistic. Among the main reasons that could explain the differences in productivity and steepness between the North and South Atlantic stocks are the von Bertalanffy growth curve parameters, which result in substantially different estimates of M through the indirect life history invariant methods used, and the availability of a maternity ogive for the South Atlantic. It was suggested that the spatial coverage of the individual studies included in the estimations should be investigated for both North and South Atlantic for future analyses. The author suggested that the values for scenarios 1 and 2, which used the average annual survivorship obtained from seven life-history invariant methods, and constant and increasing fecundity, respectively, are more in line with previous studies and that the values for scenarios 3 and 4, which used maximum annual survivorship, and constant and increasing fecundity, respectively, seemed unreasonably high even for a very productive shark species such as the blue shark. It was noted that in the future more collaborative work should be conducted to increase the amount of information available for these types of analysis and improve these estimated values.

2.5 Other relevant data

Presentation SCRS/P/2015/030 detailed a statistical modeling framework approach, provided by an external contractor, to estimating overall Atlantic fishing effort on tuna and tuna-like species is being developed using 'Task 1' nominal catch and 'Task 2' catch and effort data from the EFDIS database. The main problem arises because Task 1 data, which are thought to be totally comprehensive, are available only as annual totals for each species, flag and gear combination. Task 2 data, on the other hand, are more detailed and information is available for location and seasonality but are often incomplete. The challenge then is to combine both sources of information to produce the best estimates of fishing effort. The method currently being developed relies on a suite of generalised additive models (GAMs) being fitted to the Task 2 data. GAMs were selected because they are highly flexible, they can deal with skew distributions, and high prevalences of zeros; both features of the EFDIS data. The models take the relevant variables (e.g. number of hooks set) and model them as smooth functions of various combinations of covariates of location (e.g. latitude, longitude, depth) and time (e.g. month and long-term trend). Specific model formulations can also deal with interactions between terms, hence allowing the shapes of spatial distributions generated to change with time which is important. Once fitted and tested the models can then be used to 'predict' values of catch-per-unit-effort as functions of any combination of the relevant covariates together with error or variance. Total effort is estimated by 'raising' with the Task 1 totals according to the formula: Effort (Task 1) = Catch (Task 1) / CPUE (Task 2). Initial findings are promising but

problems of confounding (non-random sampling in both space and time) are substantial and proving difficult to ignore. The purpose of the presentation was to describe the models, the outputs and the estimates of fishing effort made for the Atlantic thus far.

Feedback from the Group was positive and the overall modeling strategy/framework was approved. Some members of the Group were, however, concerned about the treatment of the 'fleet' or 'flag'. Aggregating the data by location and temporal variables could be too much of an oversimplification. Some fleets, for example, set surface longlines, others set them in mid or deepwater. Hook sizes, baits and targeting strategies all vary, and have varied substantially over time. Given that the data are particularly patchy prior to the 1960s it was suggested that the modeling framework could concentrate on more recent years only. This would substantially reduce the burden on computation. Also the contractor was asked to include data on artisanal fisheries and to consider ways to include information on fleet/flag combinations that report only Task 1 data. Data catalogues, prepared by the Secretariat are freely available for this.

The method being developed is modular in nature so it could easily be altered to include information from fleet or flag. Polygons could be set up around the data for each fleet and the same regression model (i.e. catch fitted to covariates of location and time) fitted to the data within each fleet. 'Surfaces' estimated using the models could then be built up for each fleet, and effort estimated in the same manner as described above. The contractor agreed that aggregation of data was probably only 'hiding' the underlying variability due to the fleet effect and agreed to experiment with this but noted that problems would arise because of: (i) non-random sampling in space and time; (ii) the fact that some fleets fail to report Task 2 data at all; and (iii) that the difficulty understanding the different fishing methods/activities is daunting.

The contractor was urged to remember the original purpose of the work. The main interest in these spatio-temporal effort estimates is the need to identify effort distribution by areas and time of year. This information is needed to estimate fishing impact on target and by-catch species. The Group discussed that because fishing strategies are different among fleets, the estimation of EFFDIS by fleet is the preferable approach. It was also suggested that task 2 data on their own would be enough for this and that the 'raising' to Task 1 might be unnecessary as an intermediate step. The contractor was also asked to consider the inclusion of artisanal fisheries which are important but it remains unclear where the data for this would come from and their likely quality.

In summary the contractor agreed to explore the effect of fleet/flag in more detail and make an effort to better understand the needs of the potential users for these data. The contractor is also extending the analysis too far south and the ICCAT Secretariat agreed to provide more realistic boundaries within which interpolation would take place.

3. Methods and other data relevant to the assessment

The Group noted in Section 2 that nearly all the input data available for the models are comprehensively described and presented in the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting report (SCRS/2015/012). The only new datasets available to the assessment models were CPUE series provided prior to the 2015 blue shark stock assessment meeting. **Tables 1** and **2** provide all the CPUE series (including new series) and related CVs, available for use in the assessment models.

3.1 Production models

Bayesian state space surplus production model

SCRS/2015/153 presented initial results of the stock assessment of the South Atlantic blue shark stock. The assessment consisted of fitting a Bayesian state-space surplus production model to CPUE data for South Atlantic blue shark. The catch time series is derived from the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting report, relative abundance indices for blue shark consisted of standardized catch-per-unit effort (CPUE) for Japan, Brazil, Uruguay, Spain, and Taiwan, longline fisheries. One run that included all input CPUE indices and prior mean values was developed as a base-case. Two alternative models were developed to evaluate the sensitivity of the model to different assumptions regarding the initial depletion of the stock and changes in input data.

The full specifications of the initial models presented are detailed in the SCRS document. Based on Group discussions, additional runs were requested in order to address identified issues and uncertainties in the initial model runs. These new runs are all variations on the initial model. The details of these new runs are provided in **Table 3**. In the initial model, fishery catch data from 1971-2013 were used (as described in the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting report). Standardised CPUE from Japan, Brazil, Uruguay, Spain, and Taiwan were

used in the model. Time-block catchabilities were estimated for CPUE series of Japan (changing point in 1994) and Brazil (changing point in 2001) as described in the SCRS document. The loess smoother method recommended by Francis (2011) was used to weight the data. This method involves fitting a log-transformed CPUE index using loess smoothers, and calculating the CV of the residuals of the fit of the smoother to the data.

An informative prior distribution for r and a moderately informative prior for K was assumed. For r a lognormal distribution with mean 0.21 and SD = 0.07 as suggested by the Group was used. Following the approach by Meyer and Millar (1999), who suggested taking the 10th and 90th percentiles of a lognormal distribution, values of 100 and 850 metric tons respectively (in 1000s) were used to express an interval of (moderately) high prior probability for K . The percentiles equate to a lognormal random variable with mean and standard deviation of 291 metric tons (in 1000s) and 0.835, respectively, and a CV of 100% was assumed. A non-informative inverse gamma prior for the catchability parameter (0.001, 0.001) was used. Process error (sigma) was fixed at 0.05 (see Ono *et al.*, 2012 for details). For the base-case model the biomass in the first year was assumed to be equal to K (i.e. $P_1 = \psi = 1$), which means that the population was unfished in 1970.

Additional Bayesian state-space surplus production model runs requested by the Group were conducted at the meeting (**Table 3**). The sensitivity runs included assuming a less informative prior for K , as well as adding a constant of 0.2 and 0.1 to the CV of the different CPUE indices. As the estimated CV for the EU-Spain CPUE time series in the base-case model was very small (0.03), a model run was conducted adding a constant of 0.1 to the CVs for this index only. To evaluate the impact of including process error in the stock assessment model, sensitivity runs included removing process error from the model, as well as assuming different values (i.e. 0.01). In addition, in the models without process error different levels of CV for the CPUE time series were also assumed.

Bayesian Surplus Production Model

Document SCRS/2015/150 presented runs from the Bayesian Surplus Production (BSP) software used for the 2004 and 2008 assessments using newly available catch and CPUE data for North and South Atlantic blue sharks. The informative prior for the rate of population increase (r) was updated to reflect new biological information. Following the recommendations of the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting, the indices used were for the North: US longline observer, Japanese longline, US observer cruise, Portuguese longline, Venezuelan longline, Spanish longline and Chinese Taipei longline, and for the South: Uruguayan longline, Brazilian longline, Japanese longline, Chinese Taipei longline and Spanish longline. Index data points were weighted either by catch, by effort, or equally. Catch data are incomplete for most of the history of the fishery. Therefore, several runs used a version of the BSP model that can be fitted to a series of longline effort data rather than catch in the early part of the time series. Bayesian decision analysis was used to examine the sustainability of various levels of future catch under each catch or effort scenario. Kobe plots were also presented.

The full specifications of the initial model are detailed in the document SCRS/2015/150. The first year of the fishery was assumed to be 1957 in the North and 1971 in the South, consistent with the 2008 assessment. The catch data calculated at the data preparatory meeting included reported Task I catches, catches inferred from ratios of blue shark catch to tuna catch, and catches estimated based on effort and catch rates and was available from 1971 in both regions. For the North Atlantic population, catches were estimated from effort for the years 1957 to 1970. For both regions, in an alternative model run, catches were estimated from effort through 1996, on the assumption that catches reported from 1997 to 2013 are the most reliable. The CPUE data points were either weighted by the relative catch in each fleet, or by the relative effort in each fleet, or all data points were weighted equally. In another model run, a combined index calculated by catch weighting was used, rather than fitting each series independently.

Priors were set up as follows. The starting biomass ratio (B_0/K) was lognormal with a mean of 1.0 and CV of 0.2, bounded between 0.2 and 1.1. The base case prior for K was uniform on $\log(K)$, and the maximum value of K was increased until it no longer influenced the posterior (5.0E7 in the North, 1.0E8 in the South). The priors for r were lognormal with, for the North Atlantic, a median of 0.324, and a standard deviation of 0.043 (log-variance=0.0173), and for the South Atlantic, a median of 0.218 and a standard deviation of 0.0719 (log-variance=0.106) (based on SCRS-2015-142). In both regions, r was bounded between 0.001 and 2. If the residual standard deviation was estimated, it was given an uninformative uniform prior between 1.0E-5 and 100. If effort was used to infer catches, the catchability q_c was given a uniform prior between 1.0E-9 and 0.1. B_{MSY}/K was set equal to 0.5 for all runs.

Additional BSP model runs, all variations of the initial model, were conducted at the meeting at the request of the Group (**Table 4**). For the North, these included a run that started in 1971 rather than 1957 so that no effort data was used, and a run with process error with a standard deviation (sigma) of 0.05. Process error models were run using the software BSP2, which is an alternative version of the BSP software (SCRS/2013/100). In addition, the model without process error was applied to each index independently. For the South (**Table 4**), additional model runs included one without the Brazilian CPUE index, one with the Brazilian index split at the year 2002, two with process error, and runs for each index separately. To evaluate why the state-space production model in JAGS and the BSP model were giving different results, despite using the same equations for the population dynamics, priors and likelihoods, post-model pre data (PMPD) runs were conducted. The PMPD runs used uninformative CPUE data (a single point in each series) to evaluate the implications of the model structure, priors, and catch time series for the posteriors of each parameter. In **Table 4**, run S-PMPD1 used the BSP2 software, with a prior CV for $B[1]/K$ of 0.01, and a revised r prior (mean=0.38, log-sd=0.326, see **Appendix 5**). Run S-PMPD2 used JAGS, with the base prior for r from the state space model (mean = 0.21, log-sd=0.07), with a prior CV for $B[1]/K$ of 0.001, and a minimum allowable value of B/K equal to 0.01. Run S-PMPD-3 used JAGS, with the revised r prior, a prior CV of $B[1]/K$ of 0.2, and the B/K minimum equal to 0.001.

3.2 Length-based age-structured models: Stock Synthesis

Document SCRS/2015/151 presented preliminary Stock Synthesis (SS3) model runs conducted for North Atlantic blue shark (*Prionace glauca*) based on the available catch, CPUE, length composition, and life history data compiled by the sharks species group. A combined sex model was implemented in order to reduce model complexity. Beverton-Holt stock-recruitment was assumed. The steepness of the stock recruitment relationship and natural mortality at age were fixed at independently estimated values. However, several of the preliminary model runs resulted in unreasonable convergence diagnostics, and model results appeared to be sensitive to the weights assigned in the model likelihood to length composition data (sample size) relative to CPUE data (inverse CV weighting). Two preliminary model runs which utilized multiplication factors to reduce the input sample size assigned to length composition data in the model likelihood resulted in reasonable convergence diagnostics. Model fits to CPUE and length composition data were similar for both models. Both models resulted in sustainable spawning stock size and fishing mortality rates relative to maximum sustainable yield. The model with a relatively lower sample size assigned to the length composition data resulted in a relatively more depleted stock size.

The Group acknowledged the comprehensive work conducted to prepare the stock synthesis model for this species for the first time in the North Atlantic, and noted the importance of this initial step for future assessment purposes. Based on available time series of catch data, the start year of the model was 1971, and the end year was 2013. Catch in metric tons by major flag for North Atlantic blue shark was obtained from data compiled during the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting and assigned to “fleets” F1 – F9. Equilibrium catch (Eq. catch = 17,077 mt) at the beginning of the fishery (1970) was obtained from an average of 10 posterior years (1971 to 1980) for fleets F1 (EU España + Portugal) + F2 (Japan) + F3 (Chinese Taipei). Indices of abundance for North Atlantic blue shark and their corresponding coefficients of variation (CV) were also obtained from data compiled during the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting (**Tables 1 and 2**), except for updated Irish recreational and Chinese Taipei time series which were submitted separately. The available abundance indices and their associated CVs were assigned to “surveys” S1 – S10.

Length composition data for North Atlantic blue shark (35 – 390 cm FL, 5 cm FL bins) was obtained from data compiled during the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting, as reported in SCRS/2015/039 (Coelho *et al.* 2015), for EU (Spain + Portugal, 1993-2013), JPN (Japan, 1997-2013), TAI (Chinese Taipei, 2004-2013), USA (1992-2013), and VEN (Venezuela, 1994-2013) and assigned to “fleets” F1 – F9 and “surveys” S1 – S10. The bin width was increased to 10 cm FL because a jagged pattern in the length compositions of some data sources (TAI and VEN) indicated the lengths may not have been measured at a 5 cm FL resolution. The final size distributions used in the SS3 model are presented in **Figure 1**. Length composition data for males and females were then combined for use in the SS3 preliminary model runs in order to reduce preliminary model complexity.

Life history inputs were obtained from data first assembled at the 2014 Intersessional Meeting of the Shark Species Group as reported in Anon. 2015 and additional information provided during the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting and as reported in document SCRS/2015/142. The maximum age was fixed at 16. Growth in length at age was assumed to follow a von Bertalanffy growth (VBG) relationship. A total of 71 population length bins (35 – 385+ cm FL, 5 cm FL bins) were defined. A combined sex model was implemented by calculating the average sex specific VBG length at age-0 (Combined L_{Amin} , 62.3 cm FL), the average sex specific VBG L_{inf} (Combined $L_{inf} = 296.0$), and the average sex specific VBG growth coefficient (combined k

$= 0.16$). The distribution of mean length at each age was modeled as a normal distribution, and the CV in mean length at age was modeled as a linear function of length. The CVs in length at age were fixed at 0.15 for L_{Amin} and 0.12 for L_{inf} , and linearly interpolated between L_{Amin} and L_{inf} . A combined sex length-weight relationship was used to convert body length (cm FL) to body weight (kg).

The steepness of the stock recruitment relationship (h) and natural mortality at age (M_a) were obtained from preliminary results based on life history invariant methods described separately in document SCRS/2015/142. A Beverton-Holt stock-recruitment relationship was assumed. The steepness parameter, h , was fixed at the mean of the distribution of steepness values obtained from the life history invariant methods ($h = 0.73$). Similarly, sex-specific survival at each age was calculated here as the mean of the distribution in survival at age, S_a , obtained from document SCRS/2015/142. Sex-specific natural mortality at age was then obtained as $-\ln(S_a)$. Combined sex natural mortality was then computed as the average mortality of males and females at each age.

A total of 6 preliminary model runs were conducted to explore model sensitivity to likelihood component weighting (**Table 5**). For Preliminary Run 1, the observed sample sizes (the number of sharks measured) obtained from the available length compositions (fleets F1–F5) were used directly in the model likelihood variance calculations to “weight” the length composition data. The observed CVs obtained from the available abundance indices (surveys S1–S10) were used in the model likelihood as inverse CV “weights” for the abundance indices (SCRS/2015/151). Preliminary Run 2 was the same as Preliminary Run 1 except that a constant CV of 20% was applied as the inverse CV weighting to the abundance index obtained for survey S9 (ESP-LL-N). Preliminary Run 3 was the same as Preliminary Run 2 except that the input length composition sample size was fixed at a maximum of 200. Preliminary Run 4 was the same as Preliminary Run 2 except that the input sample sizes for the length composition data for fleets F1–F5 were adjusted with variance adjustment multiplication factors (0.01, 0.01, 0.1, 0.1, 0.1, respectively) so that the effective sample sizes for fleets F1–F5 were approximately equal to 50–200. Preliminary Run 5 was the same as Preliminary Run 2 except that the input sample sizes for the length composition data for fleets F1–F5 were adjusted with variance adjustment multiplication factors (0.0184, 0.0478, 0.0261, 0.1373, 0.2236, respectively) so that the effective sample sizes for fleets F1–F5 were approximately equal to the effective sample size obtained from Stock Synthesis output (SCRS/2015/151). Preliminary Run 6 was the same as Preliminary Run 2 except that the input sample sizes for the length composition data for fleets F1–F5 were adjusted with variance adjustment multiplication factors (0.0019, 0.0047, 0.0046, 0.0573, 0.0403, respectively) so that the effective sample sizes for fleets F1–F5 were approximately equal to the effective sample size obtained from the program r4ss (SCRS/2015/151).

The Group discussed some aspects of the size distribution data that appeared to influence model results. One aspect was the bimodal distributions of some length compositions (especially EU.PRT+EU.ESP and JPN) within the North Atlantic (north of 30°N). Smaller sized blue sharks appeared to dominate north of 30°N, while larger sized blue sharks dominated south of 30°N. Splitting the size data north and south of 30°N removed much of the bimodal distribution of those fleets (**Figure 2**).

When comparing SS3 preliminary model runs, the Group noted that the weight given to the EU size data in the model had a large influence on the model outputs (Run 4 and Run 6). This seems to be happening because of the bimodal distribution in the data (especially EU.PRT+EU.ESP, but also JPN), and the fact that with Run 4 the model predicted catching more juveniles while Run 6 is predicting catching more adults. Given that the EU fleet is responsible for ~82% of the catch, and that the bimodal length composition of EU.PRT+EU.ESP is not fit well in either of the current models, the fit to size data in the model may be improved in future assessments by splitting the North Atlantic blue shark catches (especially EU.PRT+EU.ESP, but also JPN) into geographic regions that have similar length compositions (e.g. north and south 30°N).

In general, the Group discussed the relative importance of the CPUE indices vs. the length composition data in the model. On one hand, the inclusion of the size data in the SS3 model represents a breakthrough in terms of modelling the stock. On the other hand, according to the method proposed by Francis (2011), it is generally not recommended to let the length composition data exert a stronger influence on the estimation of global quantities (R_0) in the model than the CPUE indices. There is a danger that the model, in an attempt to improve the fit to the length composition data, can produce poor fits in relation to the CPUE indices, therefore appropriate weighting is necessary. In simple terms, the apparent differences between preliminary Runs 4 and 6 relate to how the SS3 model is attempting to balance the fit between the length compositions (which are relatively more influential for Run 4) and the CPUE indices (which are relatively more influential in Run 6).

It was noted that several scenarios are important for future consideration, such a sex-specific, spatially disaggregated model. The Group discussed exploring the size frequency distributions to inform splitting the catches by area in the model (e.g. using regression tree analysis). This can be used to investigate how the different fleets are related based on geographic areas with similar available length composition data. The Group also noted that besides this spatial structure of sizes, some of the observed differences between JPN and EU fleets are also due to different hook types and sizes used, as well as the depth of setting of the fishing gear.

The Group also suggested that given this new knowledge on the spatial size distribution of blue shark and the consequent difficulties in fitting production models to this species, this type of integrated models that can use size distribution data should also be explored for the South Atlantic in the future. It was confirmed to the Group that the coverage of the size data in the South Atlantic is also good, and that such size data can be prepared and integrated in SS3 models in the future.

Sensitivity Run 1 was developed to evaluate the influence of different data components on the maximum likelihood estimate of equilibrium recruitment (R_0) for Preliminary Run 6. R_0 likelihood profiles were computed for Preliminary Run 6 at fixed values of equilibrium recruitment (R_0) on either side of the maximum likelihood estimate (8.8) for length composition and abundance index data components. A review of the R_0 likelihood profile plot for Preliminary Run 6 by the Group indicated that length composition data from fleet F1 (EU-Spain and EU-Portugal) and the abundance index S10 (CTP-LL-N) had relatively large influences on the model likelihood. For Sensitivity Run 1, the model run used for Preliminary Run 6 was modified by fixing selectivity of fleet F1 to its estimated value, and turning off the fits to F1 length composition data and S10 abundance index data in the model.

Sensitivity Run 2 utilized an age structured production model diagnostic to evaluate the influence of recruitment deviations and length composition data on model fits to abundance indices. An age structured production model was developed from Preliminary Run 6 as follows. The full integrated model (Preliminary Run 6) was run to obtain the MLEs of all the parameters. The model was rerun (Sensitivity Run 2) with the parameters of the selectivity curve fixed at those estimated from the fully integrated model. The annual recruitment deviates were not estimated and were fixed at zero, and the size-composition data were not used.

3.3 Other methods

A hierarchical cluster analysis (Murtagh and Legendre, 2014) was used to group the CPUE indices used in the biomass dynamic model North and South Atlantic assessments. It is not uncommon for indices to contain conflicting information and therefore fitting often involves weighting contradictory trends which generally produces parameter estimates intermediate to those obtained from the data sets individually. Therefore likelihood profiles were calculated by data component (i.e. CPUE series) to evaluate the information by series.

4. Stock status results

In the North Atlantic, catches peak in the 1987, decline to 2000 and then increase. The indices show a relatively flat trend throughout the time series, with high variance. In the South Atlantic, catches increase gradually to a peak in 2010. The Japanese longline index decreases in the 1970s and 1980s, but all the other indices are either flat or increasing throughout the time series. The Brazilian longline fishery, in particular, increases strongly during the recent years when catch is also increasing. Trends in the catches and CPUE indices for the North and South Atlantic are provided in **Figure 3**.

4.1 Production models

Bayesian state space surplus production model

The predicted CPUE indices for each model were compared to the observed CPUE to determine model fit. Overall, the fits to CPUE for all models were relatively flat, which indicates lack of fitting, as exemplified here using results from model M4 (**Figure 4**) (see **Appendix 4**). The autocorrelation function plot indicated a thinning interval of 100, which was large enough to address potential autocorrelation in the MCMC runs. The visual inspection of trace plots of the major parameters showed a good mixing of the three chains (i.e., moving around the parameter space), also indicative of convergence of the MCMC chains. The only concern was the evidence for strong autocorrelation and the fairly poor mixing in the posteriors of the estimated initial biomass depletion psi in models M1 and M2.

Plots of posterior densities of the model parameters are presented in the **Appendix 4**, together with their respective prior densities. Summaries of posterior quantiles of parameters and quantities of management interest for each model are provided in **Table 6**. The estimated trajectory of B/B_{MSY} and H/H_{MSY} plots showed that the South Atlantic blue shark stock status over the model time frame (197-2013) is highly sensitive to changes in values used to fix process error, as well as the CVs attributed to the CPUE time series (**Figure 5**).

Bayesian Surplus Production Model

For the North Atlantic, the models consistently estimated a posterior for r that was similar to the prior, and a posterior for K that had a long right tail with high mean and CV (**Table 7**). The estimated biomass trajectory stayed close to K for most runs, and the estimated harvest rate was low (**Figure 6**). The inclusion of process error (run N8) did not improve the results. When each index was fitted separately (**Table 8** and **Figure 7**), the posterior mean of K varied, but the CVs were large, implying that none of the indices were particularly informative about the value of K . See **Appendix 5** for details on all BSP model runs.

For the South Atlantic, due to the fact that the indices increased while the catches were high and increasing, the model was unable to estimate plausible values of K (**Table 9**). Without process error, the posterior means of K ranged from 20 to 50 million. With process error (runs S9 and S10) the posterior means were an order of magnitude lower. All runs found that the population has remained close to K with low harvest rates (**Table 9** and **Figure 8**). Leaving out or splitting the Brazil index (runs S7 and S8) did not improve the results. When the indices were run separately, the results were similar to the results with all the indices together (**Table 10** and **Figure 9**).

The BSP models consistently found much larger means and CVs of K than the state-space Bayesian surplus production model implemented in JAGS (see previous section). Post-model pre-data runs in both JAGS and BSP demonstrated that very small differences in the modeling assumptions made large differences in the model results in the absence of informative data (**Table 11** and **Appendix 5**). Due to the correlation between the starting biomass ratio ($B[1]/K$), K and r , using a very informative prior for the starting biomass ratio favors smaller values of K (S-PMPD2 versus S-PMPD3). Slight changes in the r prior also influence the posterior distribution of K in the absence of data. Also, the JAGS models set B/K equal to the minimum value (e.g. 0.01 or 0.001) if the parameter values being considered cause the population to collapse, while the BSP throws out parameter values that cause the population to collapse. These small differences in model assumptions would not make a difference if the data were informative; however, with uninformative and inconsistent data, the model assumptions influence the results.

4.2 Stock synthesis

Several of the preliminary model runs resulted in unreasonable convergence diagnostics, and model results were sensitive to the weights assigned in the model likelihood to length composition data (sample size) relative to CPUE data (inverse CV weighting). Two preliminary model runs which utilized multiplication factors to reduce the input sample size assigned to length composition data in the model likelihood (Preliminary Runs 4 and 6) resulted in reasonable convergence diagnostics, described below. Model fits to CPUE and length composition data were similar for both models and both models resulted in sustainable spawning stock size and fishing mortality rates relative to maximum sustainable yield. The model with a relatively lower sample size assigned to the length composition data resulted in a relatively more depleted stock size. However, model fits to length composition were insufficient for annual length composition data, for which a bimodal pattern was strong. This is related with spatial segregation of the population. It was suggested that more work should be done to improve fits to length composition data before using the model to develop management advice.

Convergence diagnostics

Preliminary Runs 1 – 3 and 5 had poor model convergence diagnostics, which were interpreted as a diagnostic for possible problems with data or the assumed model structure. Consequently results were not presented for Preliminary Runs 1–3 and 5. Preliminary Runs 4 and 6 had reasonable convergence diagnostics, but Run 6 had the best convergence diagnostics. Therefore, model results were only presented for Preliminary Runs 4 and 6. The main difference between Preliminary Runs 4 and 6 was that Preliminary Run 6 had relatively less weight applied to the length composition data in the model likelihood.

Model fits

Model fits to time series of abundance and length composition were similar for Preliminary Runs 4 and 6. Model fits to abundance trends well and were within most annual 95% confidence intervals for many abundance indices, including S3 (JPLL-N-e), S4 (JPLL-N-l), S6 (US-Obs-cru), S7 (POR-LL), and S9 (ESP-LL-N) (**Figures 10 and 11**). Model fits tracked trends reasonably well for abundance index S2 (US-Obs), but were often outside annual 95% confidence intervals. Predicted abundance was flat for abundance indices S8 (VEN-LL) and S10 (CTP-LL-N), probably because of large 95% confidence intervals for S8 and high inter-annual fluctuations in the early years for S10. Indices S1 (US-Log) and S5 (IRL-Rec) were only included in the model for exploratory purposes, were not fit in the model likelihood ($\lambda = 0$), and had no influence on model results or predicted values. Model fits to length composition were reasonable for aggregate data (**Figure 12**).

Recruitment, fishing mortality and spawning stock size

The expected recruitment from the stock-recruitment relationship differed substantially between Preliminary Run 4 and Preliminary Run 6. However, based on model diagnostics there was very little information in the data to estimate recruitment. Expected fishing mortality, and predicted spawning stock size also differed substantially between Preliminary Run 4 and Preliminary Run 6. Predicted spawning stock biomass was substantially larger for Preliminary Run 4 than Preliminary Run 6. Predicted exploitation rates were higher for Preliminary Run 6 than for Preliminary Run 4.

Stock status

Both Preliminary Run 4 and Preliminary Run 6 resulted in sustainable spawning stock size and fishing mortality rates relative to maximum sustainable yield (**Figures 13 to 15**). However, Preliminary Run 6 (the model run with relatively less weight applied to the length composition data in the model likelihood) resulted in a relatively more depleted stock size, compared to Preliminary Run 4 (**Figures 13 to 15**).

Sensitivity runs

Sensitivity Run 1 R_0 likelihood profiles were compared to those obtained for Preliminary Run 6. The length composition data had relatively more influence on the maximum likelihood estimate than the abundance index data in Preliminary Run 6. In contrast, the length composition data had about the same influence on the maximum likelihood estimate as the abundance index data in Sensitivity Run 1 (**Figure 16**). Similar results were obtained for individual length composition and abundance index data components (**Figure 17**). However, the location of the minimum values of the R_0 likelihood profiles differed between the total length composition and total abundance index data components and among individual abundance index data components (**Figure 18**).

The R_0 likelihood profile plots were considered to be a useful diagnostic for evaluating the influence of different data components on the maximum likelihood estimate of equilibrium recruitment, R_0 , an important parameter determining the absolute population size (scale) in the integrated model. Ideally the length composition data should not dominate over the abundance index data in the model likelihood (i.e. the Francis approach).

Sensitivity Run 2 fits to each index of abundance were compared to those obtained for Preliminary Run 6. The predicted time series of relative abundance obtained for Sensitivity Run 2 were flat and differed substantially from those obtained for Preliminary Run 6. An example is provided for the abundance index for S7 (POR-LL; **Figure 19**). The relatively poorer fits to the observed indices of abundance for Sensitivity Run 2 indicated that the inclusion of length data, and estimation of recruitment deviations, was necessary to fit the relative abundance trends accurately. In theory the age-structured production model (Sensitivity Run 2) should be able to track trends in relative abundance. Consequently, the results of this sensitivity analysis may indicate that the CPUE indices were not informative enough.

4.3 Other models

The CPUE indices used in the biomass dynamic (i.e. production) model assessments for the North and South Atlantic are presented in **Figure 20** and **21**. It is not uncommon for indices to contain conflicting information, in which case fitting multiple indices involves weighting contradictory trends, which generally produces parameter estimates intermediate to those which would be obtained if the data sets were fitted individually. A hierarchical cluster analysis (Murtagh and Legendre, 2014) was used to group the CPUE series (**Figure 22** and **23**). Likelihood profiles were then calculated for each CPUE series (data component) based on a fit to all the indices

(SCRS/2015/073). **Figure 24** shows r profiles for the North and **Figure 25** shows r profiles for the South. In the case of the North only one index shows a maximum; for the South no profile showed a maximum, i.e. r is either larger or smaller than the estimate obtained by fitting all the indices simultaneously. An additional run was preformed removing the Chinese-Taipei and Venezuela CPUE series (**Figure 26**).

When CPUE indices are conflicting, including them in a single assessment (either explicitly or after combining them into a single index) tends to result in parameter estimates intermediate to what would be obtained from the data sets individually. Schnute and Hilborn (1993) showed the most likely parameter values are usually not intermediate but occur at one of the apparent extremes. Including conflicting indices in a stock assessment scenario may also result in residuals not being Identically and Independently Distributed (IID) and so procedures such as the bootstrap cannot be used to estimate parameter uncertainty. An alternative is to assume that indices reflect hypotheses about states of nature and to run scenarios for single or sets of indices that represent a common hypothesis.

A jackknife procedure was conducted for the North Atlantic to evaluate the importance of individual observations, i.e. by removing in turn individual points from each series. The parameter estimates are shown in **Figures 27** and **28**; the panels show the estimates when the point was removed from that series and the color corresponds to five year blocks. Removing points from some indices has a large effect (e.g. ESP LL) and in some cases (e.g. JP LL) the influence of removing points depends on the period in the time series.

4.4 Synthesis of assessment results

Considerable progress was made on the integration of new data sources (in particular size data) and modelling approaches (in particular model structure). Uncertainty in data inputs and model configuration was explored through sensitivity analysis, which revealed that results were sensitive to structural assumptions of the models. The production models had difficulty fitting the flat or increasing trends in the CPUE series combined with increasing catches. Overall, assessment results are uncertain (e.g. level of absolute abundance varied by an order of magnitude between models with different structures) and should be interpreted with caution.

For the North Atlantic stock, scenarios with the BSP estimated that the stock was not overfished ($B_{2013}/B_{MSY}=1.50$ to 1.96) and that overfishing was not occurring ($F_{2013}/F_{MSY}=0.04$ to 0.50). Estimates obtained with SS3 varied more widely, but still predicted that the stock was not overfished ($SSF_{2013}/SSF_{MSY}=1.35$ to 3.45) and that overfishing was not occurring ($F_{2013}/F_{MSY}=0.15$ to 0.75). Comparison of results obtained in the assessment conducted in 2008 and the current assessment revealed that, despite significant differences between inputs and models used, stock status results did not change drastically ($B_{2007}/B_{MSY}=1.87$ - 2.74 and $F_{2007}/F_{MSY}=0.13$ - 0.17 for the 2008 base runs using the BSP and a catch-free age-structured production model).

For the South Atlantic stock, scenarios with the BSP estimated that the stock was not overfished ($B_{2013}/B_{MSY}=1.96$ to 2.03) and that overfishing was not occurring ($F_{2013}/F_{MSY}=0.01$ to 0.11). Comparison of results obtained in the 2008 and current assessment were very similar for the BSP ($B_{2007}/B_{MSY}=1.95$ and $F_{2007}/F_{MSY}=0.04$ for the 2008 base runs). Estimates obtained with the state-space BSP were generally less optimistic, especially when process error was not included, predicting that the stock could be overfished ($B_{2013}/B_{MSY}=0.78$ to 1.29) and that overfishing could be occurring ($F_{2013}/F_{MSY}=0.54$ to 1.19).

5. Projections

Due to the difficulty of determining current stocks status, in particular absolute population abundance, the Group considered that it was not appropriate to conduct quantitative projections of future stock condition based on the scenarios (runs) considered at the meeting.

6. Recommendations

6.1 Research and statistics

- National scientists should consider using the available tag recapture and age reading data to improve growth estimates for the North Atlantic.
- Future implementations of the Stock Synthesis model for blue shark should investigate the incorporation of tag-recapture data for the North Atlantic. These data are particularly valuable because they cover both

the eastern and western side of the ocean and thus could represent a large portion of the North Atlantic stock. The data may be informative in regards to mortality.

- The Group requested that, when possible, the estimation of the new EFDIS be made at fleet level to account for fleet specific characteristics.
- The identification of which CPUE indices are appropriate for stock assessments should be done by the Group prior to the assessment, ideally by the end of the data preparatory meeting if there is one. This should be done using the guidelines developed by the WGSAM in the context of the assessment models to be used. Ideally the diagnostics shown by SCRS/2015/073, to help choose alternative hypotheses about CPUE indices, should be run and be available during the data preparatory meeting.
- It is best not to combine standardized CPUE series into combined indices. A better practice would be to consider that indices identified to be reliable for assessments be considered as alternative and plausible hypotheses about the evolution of abundance. However, sets of individual indices indicative of similar trends in abundance may be used in assessment models.
- Future implementations of Stock Synthesis should consider spatial structure in the fleets for the northern stock in order to be able to account for the differences in size composition of fish in different areas. That would also allow for the estimation of differences in selectivity for each fleet/area. This will require estimating fleet and area specific CPUE indices, catch and size distributions. Ideally the model could also be separated by sex.
- Stock Synthesis should also be implemented for the South Atlantic stock. This will require similar preparatory work to develop input data streams, as done for the northern stock.
- More guidance should be developed by the SCRS on the relative reliability and consistency of different data streams with each other, and with knowledge of the species biology and fisheries.
- The WGSAM should develop guidelines on how SCRS species groups should implement alternative hypotheses with Stock Synthesis. More specifically, the WGSAM should consider providing guidance to the groups on how to assign variance adjustment factors and relative weights (lambdas) to the different data inputs to Stock Synthesis (fleet-specific size data distributions, relative abundance indices, etc.). Guidelines on appropriate diagnostics (e.g. likelihood profiles for R_0 for each data component, convergence criteria, sensitivity to variance adjustment scheme, etc.) for Stock Synthesis should also be developed by the WGSAM.
- The WGSAM should develop guidelines and criteria for evaluating the plausibility of model scenarios, including model diagnostics that could lead to accepting or rejecting model results.
- The mismatch between catch, CPUE indices, and biological parameters for the southern stock should be further investigated within the framework of the Shark Research and Data Collection Programme (SRDCP).
- WGSAM should evaluate the benefits of incorporation of process error into biomass dynamic models.
- The Group recommended the evaluation of data-poor methods and use of empirical fisheries indicators as an alternative to conventional stock assessment. Such methods should be tested using MSE.
- The Group reminds of the need to follow the guidelines developed by the WGSAM and adopted by the SCRS for the development and presentation of standardized CPUE series, in particular the information with regards changes in fishing practices.
- SCRS scientists should consider participating in the upcoming CAPAM Data Weighting Workshop (October 19-23, 2015, La Jolla, California, USA).

6.2 Management

- Given the uncertainty in South Atlantic stock status results it is not possible to discount that in recent years the stock may have been at a level near B_{MSY} and that fishing mortality has been approaching F_{MSY} . This implies that future increases in fishing mortality could push the stock to be overfished and experience overfishing. The Group therefore recommends that until this uncertainty is resolved that catch levels should not increase beyond those of recent years.
- Based on the scenarios and models explored, the status of the North Atlantic stock is unlikely to be overfished nor subject to overfishing. However, due to the level of uncertainty, the Group could not reach a consensus on a specific management recommendation. Some participants expressed the opinion that fishing mortality should not be increased while others thought this was not necessary.

The uncertainty in the results highlights the need for continued monitoring of the fisheries by observer and port sampling programmes.

7. Other matters

The Group recalled that in 2014 a proposal for the implementation of the Shark Research and Data Collection Programme (SRDCP) was prepared and subsequently funded for the first year. The initial phase of this Programme focuses on biological aspects relevant to stock assessment of the shortfin mako. The Group was informed that, as requested during the 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting, proposals related to the agreed components of the project had been submitted to the Secretariat. These key components are related to genetic studies, age-and-growth analysis and tagging. These proposals have been reviewed by the Group Chair, the SCRS Chair and the Secretariat and approved for financing. The Group expressed its continued support for this Programme and its satisfaction that the proposed work has been initiated.

8. Adoption of the report and closure

The report was adopted during the meeting. Dr Cortes thanked the participants and the Secretariat for their hard work, and the external expert for his important contributions to the Group discussions. The meeting was adjourned.

Literature cited

- Anon. 2015. 2014 Intersessional Meeting of the Sharks Species Group (*Piriapolis, Uruguay, 10-1 March 2014*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71 (6): 2458-2550.
- da Silva C., Booth A.J., Dudley S.F.J., Kerwath S.E., Lamberth S.J., Leslie R.W., McCord M.E., Sauer W.H.H., Zweig T. 2015. The current status and management of South Africa's chondrichthyan fisheries. African Journal of Marine Science, 37 (2): 233-248 DOI: 10.2989/1814232X.2015.1044471
- Francis R.I.C.C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68: 1124–1138.
- Meyer R., Millar C.P. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 56: 1078–1086.
- Murtagh F., Legendre P. 2014. Wards hierarchical agglomerative clustering method: Which algorithms implement wards criterion? Journal of Classification, 31(3): 274–295.
- Schnute J.T., Hilborn R. 1993. Analysis of contradictory data sources in fish stock assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 50 (9): 1916-1923.

RAPPORT DE LA SESSION ICCAT D'ÉVALUATION DU STOCK DE REQUIN PEAU BLEUE DE 2015

(Lisbonne, Portugal – 27-31 juillet 2015)

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

La réunion a été tenue à l'*Oceanário de Lisboa* à Lisbonne (Portugal) du 27 au 31 juillet 2015. Le Dr Enric Cortés (États-Unis), faisant office de Président de la réunion, a ouvert la réunion et souhaité la bienvenue aux participants (« le groupe »). Le Coordinateur scientifique du Secrétariat a souhaité la bienvenue aux participants de la réunion et a remercié l'*Oceanário* et IPMA d'accueillir la réunion et d'assurer toute la logistique. M. Miguel Oliveira a également souhaité la bienvenue aux participants et a souligné l'importance de la tenue de la réunion, compte tenu de l'objectif général poursuivi par l'*Oceanário de Lisboa* visant à promouvoir la conservation de l'environnement marin et des ressources halieutiques. Le Président a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté sans modification (**Appendice 1**).

La liste des participants se trouve à l'**Appendice 2**. La liste des documents présentés à la réunion est jointe à l'**Appendice 3**. Les participants suivants ont assumé les fonctions de rapporteur :

Point	Rapporteur
Point 1	Miguel Neves dos Santos
Point 2.1	Paul de Bruyn et Agostino Leon
Point 2.2	Paul de Bruyn, Guillermo Diaz et Andres Domingo
Point 2.3	Paul de Bruyn et Kwang-Ming Liu
Point 2.4	Paul de Bruyn et Enric Cortés
Point 2.5	Paul de Bruyn
Points 3.1 et 3.2	Paul de Bruyn, Elizabeth Babcock et Felipe Carvalho
Point 3.3	Paul de Bruyn
Point 4.1	Laurence Kell, Elizabeth Babcock et Felipe Carvalho
Point 4.2	Laurence Kell et Dean Courtney
Point 4.3	Laurence Kell
Point 4.4	Laurence Kell, Elizabeth Babcock et Dean Courtney
Point 5	Laurence Kell
Point 6	Enric Cortes, David Die et Miguel Neves dos Santos
Points 7 et 8	Miguel Neves dos Santos

2. Résumé des données disponibles pour l'évaluation

2.1 Identité du stock

La présentation SCRS/P/2015/031 faisait état d'un nouveau projet de l'Union européenne (MedBlueSGen) reposant sur la technologie de séquençage de nouvelle génération. Celui-ci cherche à développer un nouveau génotypage d'ADN lié aux sites de restriction afin d'améliorer les connaissances actuelles sur le requin peau bleue (*Prionace glauca*), en créant une base de données solide décrivant la stratification génétique des espèces en Méditerranée. Le projet abordera des aspects liés à la structure de la population et à la connexion avec des populations non méditerranéennes. Il facilitera l'élaboration de plans de gestion visant à renforcer les efforts de conservation du requin peau bleue. Les principaux objectifs sont les suivants : i) examiner le postulat qui prévaut selon lequel le requin peau bleue de la Méditerranée est composé d'une seule population (stock) et ii) prédire s'il peut reposer sur des renforts externes de l'océan Atlantique en raison de l'énorme incidence de la prise accessoire de requin peau bleue dans les pêcheries méditerranéennes. Compte tenu de l'extrême mobilité de cette espèce, les juvéniles, davantage liés à l'environnement côtier, seront analysés. La mise à disposition des échantillons d'une génération environ au consortium MedBlueSGen offrira l'occasion unique d'évaluer la stabilité des caractéristiques génétiques au regard du niveau élevé de vulnérabilité du requin peau bleue de la Méditerranée.

Le groupe a remercié l'orateur d'avoir présenté cette étude intéressante et ce projet. Le groupe a demandé à l'orateur d'envisager de veiller à ce que les échantillons provenant de l'extérieur de la Méditerranée à utiliser dans le projet soient représentatifs afin de déterminer quelle partie de la population de l'Atlantique (le cas échéant) est liée aux populations de la Méditerranée. Ce dernier point pourrait impliquer une distribution plus large des échantillons non méditerranéens que celle prévue actuellement par le projet. Si cela est requis, les scientifiques nationaux peuvent aider à recueillir ces échantillons.

2.2 Captures

Le document de da Silva et al. (2015) décrivait la façon dont les chondrichthyens (requins, pocheteaux, raies et chimères) sont capturés dans de nombreuses pêcheries marines. Les efforts de gestion et de recherche appliqués à la pêche de chondrichthyens sont souvent négligés en raison de leur faible valeur, de l'incertitude taxonomique, du faible niveau de capture et de la prise par de multiples pêcheries. Dans divers secteurs de la pêche d'Afrique du Sud, incluant la pêcherie artisanale ainsi que la pêcherie extrêmement industrialisée, 99 (49%) des 204 des espèces de chondrichthyens présentes dans le Sud de l'Afrique sont ciblées régulièrement ou capturées de manière accessoire. Il a été estimé que le total de la prise manipulée déclarée au titre de 2010, 2011 et 2012 s'élevait à 3.375 t, 3.241 t et 2.527 t, respectivement. Deux-tiers de la prise déclarée correspondaient à des prises accessoires. Les réglementations visant à limiter les prises de chondrichthyens, ainsi que les conditions de permis spécifiques aux espèces, concernent actuellement la pêche à la palangre démersale ciblant les requins, la palangre pélagique, la ligne récréative, la senne de plage et le filet maillant. Des mesures de gestion limitées sont actuellement en vigueur en ce qui concerne les chondrichthyens capturés dans d'autres pêcheries d'Afrique du Sud. Les séries de données de prise et d'effort convenant aux évaluations des stocks n'existent que pour dix espèces à peine. On a tenté de réaliser des évaluations de stocks de cinq espèces de requins : le requin-hâ (*Galeorhinus galeus*), l'émissole lisse (*Mustelus mustelus*), le requin blanc (*Carcharodon carcharias*), le requin taureau (*Carcharias taurus*) et le virli dentu (*Triakis megalopterus*). Des études indépendantes des pêcheries et des données d'observateurs des pêches, qui peuvent servir de mesure de l'abondance relative, existent pour 67 espèces. Par rapport à la plupart des pays en voie de développement, la pêche de requins de l'Afrique du Sud est relativement bien contrôlée et gérée. Comme partout ailleurs, la prise accidentelle et la prise accessoire demeurent des défis pour une bonne gestion des espèces de requins. En 2013, le plan d'action national sud-africain pour la conservation et la gestion des requins (PAN-requins) a été publié. La mise en œuvre du PAN-requins devrait contribuer à améliorer la gestion des chondrichthyens à court terme.

Le groupe a constaté que le ratio de prise de requin-taupe bleu-requin peau bleue décrit dans le document est très élevé. Il a été expliqué que cela est probablement dû au fait que les informations fournies ne mentionnent que les débarquements en poids manipulé et qu'elles n'incluent donc pas les requins peau bleue rejettés. Il a donc été suggéré que dans certaines régions et certaines périodes de l'année, le rejet des requins peau bleue est très élevé, ce qui biaise donc ce ratio.

2.3 Indices d'abondance

Le document SCRS/2015/137 présentait les résultats mis à jour (à partir de 2008) concernant la pêcherie récréative de requin peau bleue de l'Irlande, couvrant la période 2007-2013, en vue de l'évaluation des stocks de 2015 de l'ICCAT. Le programme de marquage a commencé en 1970 et se poursuit encore actuellement. Jusqu'en 2013, un total de 18.278 requins peau bleue ont été marqués et 895 récupérations ont été déclarées. On a présenté l'analyse des données de 2007-2013, des données de CPUE disponibles provenant de la pêcherie totale et d'un sous-ensemble de capitaines de navires de pêche à la ligne de location opérant systématiquement dans la pêcherie. Les données incluent 1.431 nouveaux cas de marquage et 83 récupérations depuis la dernière déclaration de données à l'ICCAT en 2008. Les taux de récupération étaient plus élevés que ceux déclarés préalablement, même si le nombre de spécimens marqués est beaucoup plus réduit que dans les années 90. La CPUE de la pêcherie totale demeurait faible et coïncidait avec les valeurs plus faibles observées initialement à partir de 2000. Cela a également été observé dans le cas du sous-ensemble des capitaines. L'effort a considérablement diminué, du fait de la baisse des navires de pêche à la ligne et également en réponse aux faibles taux de capture. Les données donnent à penser que l'abondance du requin peau bleue s'est stabilisée aux niveaux réduits observés dans un premier temps à la moitié de la première décennie des années 2000.

Les discussions du groupe ont porté sur le fait que ces données seraient importantes pour les futures évaluations, notamment en ce qui concerne l'ajout des données de marquage issues de cette étude et d'autres programmes de marquage des deux côtés de l'Atlantique (p.ex. États-Unis et Espagne) dans des modèles d'évaluation intégrés.

Le document SCRS/2015/132 analyse les données de prise et d'effort du requin peau bleue provenant des registres des observateurs déployés à bord des grands palangriers du Taipeï chinois réalisant des opérations de pêche dans l'océan Atlantique entre 2004 et 2013. Sur la base du taux de prise accessoire de requins, cinq zones ont été délimitées, à savoir la zone A (Nord de 20°N), B (5°N-20°N), C (5°N-15°S), D (15°S-50°S, Ouest de 20°W) et E (15°S-50°S, 20°W-20°E). Pour s'adapter au pourcentage élevé de captures nulles de requins, la capture par unité d'effort (CPUE) du requin peau bleue (nombre de spécimens capturés par 1.000 hameçons) a été standardisée au moyen d'une approche delta-lognormale en deux étapes qui traite séparément la proportion d'opérations positives et la CPUE de captures positives. Des indices standardisés avec des intervalles de confiance de 95 % par bootstrap sont déclarés. La CPUE standardisée du requin peau bleue de l'Atlantique Sud a atteint un sommet en 2006 avant de diminuer par la suite et d'augmenter après 2011. Dans le cas de l'Atlantique Nord, elle a atteint un chiffre record en 2005, a atteint le niveau le plus bas en 2008 avant d'augmenter par la suite. Les résultats obtenus dans cette étude pourraient être améliorés si des séries temporelles plus longues de données d'observateurs étaient fournies.

Il a été fait remarquer que les changements de ciblage pourraient partiellement expliquer les tendances de la série de CPUE. Dans le cas de l'Atlantique Nord, la forte augmentation de la CPUE en 2005 pourrait être irréaliste et être le résultat de la méthode de standardisation. Il a été expliqué que très peu de prises nulles ont été observées cette année (en raison de la couverture élevée d'observateurs dans le Nord cette année). Le modèle de standardisation incluait un facteur de ciblage et les navires identifiés comme ciblant des requins ont été exclus afin de réduire l'effet. Il a également été indiqué que chaque navire ciblant le thon obèse en 2006 avait un observateur à bord, ce qui s'est traduit par un plus grand nombre d'observations. En ce qui concerne d'autres années, l'échantillonnage était moins complet, ce qui a également une incidence pour le modèle et reflète différents modes de pêche dans différentes années. La différence entre 2006 et 2012 en termes de nombre d'hameçons par opération a également été remise en question. Il a été expliqué que le nombre d'hameçons par opération a augmenté en 2006, car le quota s'appliquant au thon obèse avait radicalement diminué cette année et les pêcheurs tentaient donc de capturer d'autres espèces afin de compenser cette baisse. Pour certaines périodes, il s'avère que des navires ciblaient des requins et les prises nulles de ces périodes étaient donc faibles. Il a été suggéré qu'une carte de la distribution de la CPUE et/ou du ratio de prise nulle de requin peau bleue par année pourrait s'avérer utile à l'avenir afin de pouvoir observer les tendances de la prise au cours du temps. Il a été fait remarquer qu'il pourrait s'avérer nécessaire de sous-pondérer ces données dans l'évaluation et/ou de commencer la série de CPUE en 2005 afin d'éviter ce faible taux de couverture dû au fait que le programme d'observateurs ne commençait qu'en 2004.

Comme discuté lors de la réunion de préparation des données de 2015 en ce qui concerne les indices standardisés de CPUE en général, l'effet du ciblage devrait faire l'objet d'un examen approfondi à l'avenir, car il n'est pas clair si ce facteur est actuellement traité correctement pendant le processus de standardisation.

Le document SCRS/2015/133 décrivait la façon dont les informations sur la prise et l'effort de la flottille palangrière thonière du Brésil (nationale et affrétée) active dans l'océan Atlantique équatorial et Sud-Ouest entre 1978 et 2012 étaient utilisées afin de produire un indice standardisé de CPUE pour le requin peau bleue de l'Atlantique Sud. Un total de 92.766 opérations a été analysé. La CPUE était standardisée au moyen d'un modèle mixte linéaire généralisé (GLMM) en appliquant une approche delta log-normale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient les suivants : trimestre, année, zone et stratégie de pêche. La série standardisée de CPUE présente une importante variation dans le temps, avec une tendance générale à la hausse après 1996.

Il a été fait remarquer qu'à la fin des années 90, les baguettes lumineuses ont commencé à être utilisées et les pêcheries ont commencé à cibler l'espodon et à s'étendre dans différentes zones de pêche. Ces dernières années, en raison de la demande commerciale accrue de requin peau bleue, la série de CPUE a rapidement augmenté à partir de 2001. Ces changements sont difficiles à refléter, mais on a tenté de résoudre cette question dans le modèle. Il a été noté que cette série ne reflète probablement pas l'abondance du stock et il pourrait donc ne pas s'avérer opportun de l'utiliser pour l'instant. L'élaboration de deux séries visant à tenir compte du changement de ciblage a été suggérée. Une discussion plus approfondie sur ce document a été renvoyée aux discussions sur l'évaluation afin d'identifier les effets que ces séries peuvent avoir sur les modèles d'évaluation.

Le document SCRS/2015/141 décrivait la façon dont les indices d'abondance relative (CPUE) disponibles pour les évaluations de stocks de requin peau bleue de l'Atlantique Nord et Sud ont été combinés au moyen de différentes méthodes. Conformément aux travaux réalisés pour l'évaluation du stock de requin peau bleue de 2008, les indices ont été combinés au moyen d'un GLM avec deux choix de pondération : par la prise du pavillon représentée par chaque indice et par la zone du pavillon représentée par chaque indice. De plus, un indice hiérarchique d'abondance combinant tous les indices disponibles dans une seule série a également été créé. Les trois indices obtenus pour l'Atlantique Nord et l'Atlantique Sud affichaient généralement des tendances très similaires, avec une tendance stable dans l'Atlantique Nord et une tendance ascendante dans l'Atlantique Sud au cours des dernières années de la série temporelle. Ces indices peuvent éventuellement être utilisés dans des analyses de sensibilité dans les évaluations de stocks.

Il a été observé que lors de plusieurs réunions récentes du SCRS, le processus de combinaison des indices de CPUE était déconseillé car il tend à masquer les tendances individuelles des séries ainsi que les raisons sous-jacentes pour lesquelles les séries sont différentes. En outre, certains modèles peuvent avoir recours de manière stochastique aux différentes séries sans devoir combiner ces indices. Par conséquent, il pourrait ne pas être opportun d'utiliser des indices combinés dans les modèles d'évaluation. Il pourrait être plus utile de regrouper les CPUE qui présentent des tendances similaires et de les inclure comme scénarios séparés comme cela avait été discuté lors de la réunion d'évaluation du stock de thon obèse de 2015 (SCRS/2015/015).

Finalement, il a été fait remarquer que les changements de la série de CPUE uruguayenne requis lors de la réunion de préparation des données sur le requin peau bleue de 2015 ont été apportés. La standardisation a été réalisée à nouveau en omettant les deux dernières années de la série.

2.4 Biologie

Le document SCRS/2015/142 décrivait le calcul des taux de croissance maximale de la population (r_{max}) et des valeurs de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*, h) de la relation stock-recrutement de Beverton et Holt pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud du requin peau bleue reposant sur les informations biologiques les plus récentes recueillies lors de la réunion de préparation des données sur le requin peau bleue de 2015. Afin d'inclure une gamme plausible de valeurs, l'incertitude entourant les estimations des entrées du cycle vital (âge de reproduction, durée de vie, paramètres de croissance von Bertalanffy et mortalité naturelle) a été incorporée au moyen de la simulation Monte Carlo en attribuant des distributions statistiques aux caractéristiques biologiques dans une approche de matrice de Leslie. La productivité estimée était élevée ($r_{max}=0,31-0,44 \text{ yr}^{-1}$ pour le stock de l'Atlantique Nord ; $r_{max}=0,22-0,34 \text{ yr}^{-1}$ pour le stock de l'Atlantique Sud), comme cela avait été préalablement observé pour ces espèces et d'autres populations de cette espèce. Par conséquent, les valeurs de la *steepness* dérivées analytiquement étaient également élevées ($h=0,73-0,93$ pour le stock de l'Atlantique Nord ; $h=0,55-0,84$ pour le stock de l'Atlantique Sud). Ces estimations peuvent être utilisées comme données d'entrée dans les modèles d'évaluation des stocks de production excédentaire (r_{max}) et structuré par âge (h).

Le groupe a noté qu'il existe des grandes différences entre les paramètres estimés pour la population du Nord et du Sud, ce qui n'était pas escompté. On a parlé du fait que davantage d'études ont été réalisées dans le Sud, dès lors que les estimations peuvent être biologiquement plus réalistes. Au nombre des principales raisons susceptibles d'expliquer les différences de productivité et de *steepness* entre les stocks du Nord et du Sud, citons les paramètres de la courbe de croissance de von Bertalanffy, qui donnent lieu à des estimations considérablement différentes de M au moyen des méthodes d'estimation indirectes reposant sur des paramètres du cycle de vie invariables et la disponibilité d'une ogive de maternité dans l'Atlantique Sud. Il a été suggéré que la couverture spatiale des études individuelles incluse dans les estimations devrait être étudiée tant dans le cas de l'Atlantique Nord que de l'Atlantique Sud dans les prochaines analyses. L'auteur a suggéré que les valeurs des scénarios 1 et 2, qui utilisaient le taux de survie annuel moyen obtenu au moyen de sept méthodes d'estimation reposant sur des paramètres du cycle de vie invariables et une fécondité constante et ascendante, respectivement, s'alignent davantage sur les études antérieures et que les valeurs des scénarios 3 et 4, qui utilisaient le taux de survie annuel maximal, et une fécondité constante et ascendante, respectivement, semblent excessivement élevées, même pour une espèce de requins très productive comme le requin peau bleue. Il a été fait remarquer que plus de travaux en collaboration devraient être entrepris à l'avenir, afin d'accroître la quantité d'informations disponibles pour ces types d'analyses et d'améliorer ces valeurs estimées.

2.5 Autres données pertinentes

La présentation SCRS/P/2015/030 décrivait l'approche de modélisation statistique, fournie par un prestataire externe, servant à estimer l'effort de pêche dans l'ensemble de l'Atlantique ciblant les thonidés et les espèces apparentées, qui est en cours de développement utilisant les données de prise nominale de tâche I et de prise et d'effort de tâche II saisies dans la base de données EFFDIS. Le principal problème réside dans le fait que les données de tâche I, que l'on suppose être exhaustives, ne sont disponibles que sous la forme de totaux annuels pour chaque combinaison d'espèce, de pavillon et d'engin. Les données de tâche II, d'autre part, sont plus détaillées et les informations sont disponibles au niveau de l'emplacement et de la saison, mais sont souvent incomplètes. L'enjeu qui se pose ensuite consiste à combiner les deux sources d'informations afin de produire les meilleures estimations de l'effort de pêche. La méthode en cours d'élaboration repose sur un ensemble de modèles additifs généralisés (GAM, selon les sigles anglais) ajustés aux données de tâche II. Les GAM ont été retenus car ils sont extrêmement flexibles et sont capables d'intégrer des distributions asymétriques et un grand nombre de prises nulles, à savoir les deux caractéristiques des données EFFDIS. Les modèles utilisent les

variables pertinentes (p.ex. nombre d'hameçons mouillés) et les modélisent en tant que fonctions homogènes de plusieurs combinaisons de covariables d'emplacement (p.ex. latitude, longitude et profondeur) et de temps (p.ex. mois et tendance à long terme). Des formulations spécifiques du modèle peuvent également faire face aux interactions entre les termes, permettant ainsi aux formes des distributions spatiales créées de changer au fil du temps, ce qui est important. Après avoir été ajustés et testés, les modèles peuvent ensuite être utilisés pour « prédire » des valeurs de prise par unité d'effort en tant que fonctions de quelque combinaison des covariables pertinentes avec l'erreur ou la variance. L'effort total est estimé en « extrapolant » au moyen des totaux de la tâche I et en appliquant la formule suivante : effort (tâche I) = prise (tâche 1) / CPUE (tâche II). Les premiers résultats sont prometteurs, mais des problèmes de confusion (échantillonnage non aléatoire tant dans l'espace que dans le temps) sont considérables et s'avèrent difficiles à ignorer. Le but de la présentation consistait à décrire les modèles, les résultats et les estimations de l'effort de pêche obtenus pour l'Atlantique jusqu'à présent.

Les impressions du groupe étaient positives et la stratégie/cadre global de modélisation a été approuvé. Quelques membres ont toutefois exprimé des inquiétudes en ce qui concerne le traitement de la « flottille » ou du « pavillon ». Le regroupement des données par variables spatiales et temporelles serait une simplification excessive. Quelques flottilles, par exemple, mouillent les palangres en surface, alors que d'autres les mouillent en eau de profondeur moyenne ou en eau profonde. Les tailles des hameçons, les appâts et les stratégies de ciblage ont tous changé et ont changé considérablement au cours du temps. Étant donné que les données sont particulièrement parcellaires avant les années 60, il a été suggéré que le cadre de modélisation se concentre uniquement sur les années les plus récentes. Cela réduirait considérablement le travail de calcul. Il a également été demandé au prestataire d'inclure des données sur les pêcheries artisanales et d'envisager des façons d'inclure des informations sur les combinaisons pavillon-flottille qui ne déclarent que des données de tâche I. Les catalogues de données, préparés par le Secrétariat, sont librement disponibles à cet effet.

La méthode en cours d'élaboration est modulaire en soi, et peut donc facilement être modifiée pour inclure des informations provenant d'une flottille ou d'un pavillon. Des polygones pourraient être tracés autour des données pour chaque flottille et le même modèle de régression (à savoir prise ajustée aux covariables de lieu et de temps) ajusté aux données dans chaque flottille. Les « surfaces » estimées au moyen des modèles pourraient ensuite être construites pour chaque flottille et l'effort estimé de la même façon que celle décrite ci-dessus. Le prestataire a convenu que l'agrégation de données ne « cachait » probablement que la variabilité sous-jacente en raison de l'effet de la flottille et a convenu de tester cela tout en faisant remarquer que des problèmes surviendraient en raison de : (i) échantillonnage non aléatoire dans le temps et dans l'espace, (ii) le fait que certaines flottilles ne déclarent aucune donnée de tâche II et (iii) la difficulté décourageante de comprendre les différentes méthodes/activités.

Le prestataire a été exhorté à rappeler l'objectif initial du travail. L'intérêt majeur de ces estimations spatio-temporelles de l'effort est la nécessité d'identifier la distribution de l'effort par zone et moment de l'année. Cette information est nécessaire pour estimer l'impact de la pêche sur les espèces cibles et capturées en tant que prise accessoire. Le groupe s'est penché sur cette question car les stratégies de pêche sont différentes d'une flottille à l'autre et il est préférable d'avoir recours à l'estimation de EFFDIS par flottille. Il a également été suggéré que les données de tâche II seraient suffisantes à cet effet et que l'« extrapolation » à la tâche I pourrait ne pas être nécessaire comme étape intermédiaire. Il a également été demandé au prestataire d'envisager d'inclure les pêcheries artisanales qui sont importantes, mais on ignore encore d'où les données pourraient provenir pour ce faire et quelle serait leur qualité.

En bref, le prestataire a convenu d'étudier l'effet de la flottille/du pavillon de manière plus détaillée et de s'efforcer de mieux comprendre les besoins des utilisateurs potentiels de ces données. Le prestataire élargit également l'analyse trop au Sud et le Secrétariat de l'ICCAT a convenu de fournir des délimitations plus réalistes au sein desquelles l'interpolation aurait lieu.

3. Méthodes et autres données importantes pour l'évaluation

Le Groupe a noté à la section 2 que presque toutes les données d'entrée disponibles pour les modèles sont décrites de manière exhaustive et présentées dans le rapport de la réunion de préparation des données sur le requin peau bleue de 2015 (SCRS/2015/012). Les seuls nouveaux jeux de données disponibles pour les modèles d'évaluation ont été les séries de CPUE fournies avant la réunion d'évaluation du stock de requin peau bleue de 2015. Les **Tableaux 1** et **2** fournissent toutes les séries de CPUE (y compris les nouvelles séries) et les coefficients de variation (CV) connexes, disponibles pour être utilisés dans les modèles d'évaluation.

3.1 Modèles de production

Modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien

Le SCRS/2015/153 a présenté les premiers résultats de l'évaluation du stock de requin peau bleue de l'Atlantique Sud. L'évaluation a consisté à ajuster un modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien aux données de CPUE du requin peau bleue de l'Atlantique Sud. La série temporelle de capture provient du rapport de la réunion de 2015 de préparation des données sur le requin peau bleue et les indices d'abondance relative pour le requin peau bleue étaient composés de la capture par unité d'effort (CPUE) standardisée des pêcheries palangrières du Japon, du Brésil, de l'Uruguay, de UE-Espagne et du Taipei chinois. Un scénario qui incluait tous les indices de CPUE d'entrée et les valeurs moyennes préalables a été développé comme cas de base. Deux autres modèles ont été élaborés afin d'évaluer la sensibilité du modèle aux différents postulats concernant la raréfaction initiale du stock et les changements dans les données d'entrée.

Les spécifications complètes des premiers modèles présentés sont détaillées dans le document du SCRS. Sur la base des discussions du Groupe, des scénarios supplémentaires ont été demandés afin d'aborder les questions et les incertitudes identifiées dans les scénarios initiaux du modèle. Ces nouveaux scénarios sont tous des variations du modèle initial. Les détails de ces nouveaux scénarios sont fournis dans le **Tableau 3**. Dans le modèle initial, les données de capture de la pêcherie de 1971-2013 ont été utilisées (comme décrit dans le rapport de la réunion de 2015 de préparation des données sur le requin peau bleue). Les CPUE standardisées du Japon, Brésil, Uruguay, UE-Espagne et Taipei chinois ont été utilisées dans le modèle. Les capturabilités par bloc temporel ont été estimées pour la série de CPUE du Japon (point de changement en 1994) et du Brésil (point de changement en 2001), tel que décrit dans le document du SCRS. La méthode de lissage loess recommandée par Francis (2011) a été utilisée pour pondérer les données. Cette méthode consiste à ajuster un indice de CPUE obtenu par transformation logarithmique à l'aide d'une fonction de lissage loess et à calculer le coefficient de variation des valeurs résiduelles de l'ajustement du lissage aux données.

Une distribution a priori informative pour r et un prior modérément informatif pour K ont été postulés. Pour r , on a employé une distribution log-normale avec une moyenne de 0,21 et une SD = 0,07, tel que le suggérait le Groupe. Suivant l'approche de Meyer et Millar (1999), qui ont suggéré de prendre les 10e et 90e centiles d'une distribution log-normale, les valeurs de 100 et 850 tonnes métriques respectivement (en milliers) ont été utilisées pour exprimer un intervalle de probabilités (modérément) élevées de la distribution préalable pour K . Les centiles correspondent à une variable lognormale aléatoire avec une moyenne et une déviation standard de 291 tonnes métriques (en milliers) et de 0,835, respectivement, et l'on a postulé un CV de 100 %. On a fait appel à un prior gamma inversé non informatif pour le paramètre de capturabilité (0,001, 0,001). L'erreur de processus (σ) a été fixé à 0,05 (voir Ono et al., 2012 pour plus de détails). Pour le cas de base du modèle, on a postulé que la biomasse dans la première année était égale à K (c.-à-d. $P_1 = \psi = 1$), ce qui signifie que la population était non pêchée en 1970.

Des scénarios supplémentaires du modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien demandés par le Groupe ont été réalisés lors de la réunion (**Tableau 3**). Les scénarios de sensibilité ont notamment postulé un prior moins informatif pour K , et ont ajouté une valeur constante de 0,2 et 0,1 au CV des différents indices de CPUE. Comme le CV estimé pour la série temporelle de CPUE de UE-Espagne était très faible (0,03) dans le cas de base du modèle, un scénario du modèle a été exécuté en ajoutant une valeur constante de 0,1 aux CV pour cet indice seulement. Pour évaluer l'impact de l'inclusion de l'erreur de processus dans le modèle d'évaluation des stocks, des scénarios de sensibilité prévoyaient de supprimer l'erreur de processus du modèle et de postuler des valeurs différentes (c'est-à-dire 0,01). En outre, dans les modèles dépourvus d'erreur de processus, on a également postulé différents niveaux de CV pour la série temporelle de CPUE.

Modèle de production excédentaire de type bayésien

Le document SCRS/2015/150 présentait des scénarios à partir du logiciel de Production excédentaire de type bayésien (BSP) utilisé pour les évaluations de 2004 et 2008 à l'aide de données de capture de CPUE récemment disponibles pour le requin peau bleue de l'Atlantique Nord et Sud. Le prior informatif pour le taux d'accroissement de la population (r) a été mis à jour pour refléter les nouvelles informations biologiques. Suivant les recommandations de la réunion de 2015 de préparation des données sur le requin peau bleue, les indices utilisés étaient pour le Nord : observateur palangrier des États-Unis, palangre japonaise, croisière des États-Unis, palangre portugaise, palangre vénézuélienne, palangre espagnole et palangre du Taipei chinois, et pour le Sud : palangre uruguayenne, palangre brésilienne, palangre japonaise, palangre du Taipei chinois et palangre espagnole. Les valeurs des indices ont été pondérées soit par capture, par effort ou de manière égale. Les

données de capture sont incomplètes pour la majeure partie de l'histoire de la pêcherie. Par conséquent, plusieurs scénarios ont utilisé une version du modèle BSP qui peut être ajustée à une série de données d'effort palangrier plutôt qu'à la capture dans la première partie de la série temporelle. Une analyse de décision bayésienne a été employée pour examiner la durabilité des différents niveaux des futures prises dans le cadre de chaque scénario de capture ou d'effort. Des diagrammes de Kobe ont également été présentés.

Les spécifications complètes du premier modèle sont détaillées dans le document SCRS/2015/150. On a postulé que la première année de la pêcherie était 1957 dans le Nord et 1971 dans le Sud, conformément à l'évaluation de 2008. Les données de capture calculées à la réunion de préparation des données incluaient les captures déclarées de la Tâche I, les captures déduites des ratios de capture de requin peau bleue par rapport aux captures de thonidés et des captures estimées sur la base des taux d'effort et de capture et celles-ci étaient disponibles depuis 1971 dans les deux régions. Pour la population de l'Atlantique Nord, les captures ont été estimées à partir de l'effort pour les années 1957 à 1970. Pour les deux régions, dans un scénario du modèle alternatif, les prises ont été estimées à partir de l'effort jusqu'en 1996 compris, sur le postulat selon lequel les captures déclarées entre 1997 et 2013 sont les plus fiables. Les valeurs de la CPUE ont été pondérées soit par la prise relative dans chaque flottille, soit par l'effort relatif dans chaque flottille, ou bien toutes les valeurs ont été pondérées de manière égale. Dans un autre scénario du modèle, on a eu recours à un indice combiné calculé en pondérant la capture, plutôt qu'en ajustant indépendamment chaque série.

Des priors ont été établis comme suit. Le ratio de la biomasse de départ (B_0/K) était log-normal avec une moyenne de 1,0 et un CV de 0,2, délimité entre 0,2 et 1,1. Le prior pour K du cas de base était uniforme sur $\log(K)$, et la valeur maximale de K a été augmentée jusqu'à ce qu'elle n'influence plus la distribution a posteriori (5.0E7 dans le Nord, 1.0E8 dans le Sud). Les priors pour r étaient lognormaux avec, pour l'Atlantique Nord, une médiane de 0,324 et une déviation standard de 0,043 (variance logarithmique = 0,0173) et pour l'Atlantique Sud, une médiane de 0,218 et une déviation standard de 0,0719 (variance logarithmique = 0,106) (basé sur le SCRS/2015/142). Dans les deux régions, r était limité entre 0,001 et 2. Si la déviation standard résiduelle a été estimée, elle a reçu un prior uniforme non informatif entre 1.0E-5 et 100. Si l'effort a été utilisé pour déduire des captures, la capturabilité qc a reçu un prior uniforme entre 1.0E-9 et 0,1. B_{PME}/K a été établie égale à 0,5 pour tous les scénarios.

Des scénarios supplémentaires du modèle BSP, tous des variantes du modèle initial, ont été réalisés lors de la réunion à la demande du Groupe (**Tableau 4**). Pour le Nord, il s'est notamment agi d'un scénario qui a commencé en 1971 et non en 1957 de telle façon qu'aucune donnée d'effort n'a été utilisée, ainsi qu'un scénario avec une erreur de processus avec une déviation standard (sigma) de 0,05. Des modèles avec erreur de processus ont été exécutés à l'aide du logiciel BSP2, qui est une autre version du logiciel BSP (SCRS/2013/100). En outre, le modèle sans erreur de processus a été appliqué indépendamment à chaque indice. Pour le Sud (**Tableau 4**), des scénarios additionnels du modèle en ont inclus un sans l'indice de la CPUE brésilienne, un avec l'indice brésilien divisé à l'année 2002, deux avec une erreur de processus ainsi que des scénarios séparément pour chaque indice. Afin d'évaluer la raison pour laquelle le modèle de production état-espace dans JAGS et le modèle BSP fournissaient des résultats différents, tout en utilisant les mêmes équations pour la dynamique des populations, les priors et les probabilités, on a réalisé des scénarios « post-modèle pré-données » (PMPD). Les scénarios PMPD ont utilisé les données de CPUE non informatives (un point unique dans chaque série) pour évaluer les implications de la structure du modèle, des priors, et des séries temporelles de capture pour les distributions a posteriori de chaque paramètre. Dans le **Tableau 4**, le scénario S-PMPD1 a utilisé le logiciel BSP2, avec un CV préalable pour $B[1]/K$ de 0,01 et un prior r révisé (moyenne = 0,38, déviation standard logarithmique = 0,326, voir l'**Appendice 5**). Le scénario S-PMPD2 a utilisé JAGS, avec le prior avec r du cas de base provenant du modèle état-espace (moyenne = 0,21, déviation standard logarithmique = 0,07), avec un CV préalable pour $B[1]/K$ de 0,001 et une valeur minimale autorisée de B/K égale à 0,01. Le scénario S-PMPD-3 a utilisé JAGS, avec le prior r révisé, un CV préalable de $B[1]/K$ de 0,2 et le B/K minimum égal à 0,001.

3.2 Modèles structurés par âge basés sur la taille : Stock Synthèse

Le document SCRS/2015/151 a présenté des scénarios préliminaires du modèle Stock synthèse (SS3) réalisés pour le requin peau bleue de l'Atlantique Nord basés sur les données disponibles de capture, CPUE, composition par taille et cycle vital qui ont été compilées par le Groupe d'espèces sur les requins. Un modèle de sexe combiné a été mis en œuvre afin de réduire la complexité du modèle. On a postulé une relation stock-recrutement de Beverton-Holt. La pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*) et la mortalité naturelle par âge ont été fixées à des valeurs estimées de façon indépendante. Toutefois, plusieurs des scénarios préliminaires du modèle ont donné lieu à des diagnostics de convergence déraisonnables, et les résultats du modèle semblaient être sensibles aux pondérations attribuées dans la vraisemblance du modèle aux données de composition par

taille (taille de l'échantillon) par rapport aux données de CPUE (pondération basée sur l'inverse du CV). Deux scénarios préliminaires du modèle qui utilisaient des facteurs de multiplication pour réduire la taille de l'échantillon assignée aux données de composition par taille dans la vraisemblance du modèle ont donné des diagnostics de convergence raisonnables. Les ajustements du modèle aux données de CPUE et de composition par taille étaient similaires pour les deux modèles. Les deux modèles ont donné lieu à une taille du stock reproducteur et à des taux de mortalité par pêche soutenables par rapport à la production maximale équilibrée. Le modèle dont la taille de l'échantillon relativement plus faible était assignée aux données de composition par taille a entraîné une taille de stock relativement plus appauvrie.

Le Groupe a reconnu les travaux approfondis réalisés afin de préparer le modèle stock synthèse pour cette espèce pour la première fois dans l'Atlantique Nord et il a souligné l'importance de cette étape initiale aux fins d'évaluation futures. Sur la base des séries temporelles disponibles des données de capture, l'année de départ du modèle était 1971 et la dernière année était 2013. La prise en tonnes métriques par pavillon principal pour le requin peau bleue de l'Atlantique Nord a été obtenue à partir des données recueillies lors de la réunion de 2015 de préparation des données sur le requin peau bleue et assignées aux « flottilles » F1 – F9. La prise en condition d'équilibre (Eq. catch = 17,077 t) au début de la pêcherie (1970) a été obtenue à partir de la moyenne des dix années postérieures (1971 à 1980) pour les flottilles F1 (UE-Espagne + Portugal) + F2 (Japon) + F3 (Taipei chinois). Les indices d'abondance pour le requin peau bleue de l'Atlantique Nord et leurs coefficients de variation (CV) correspondants ont également été obtenus des données rassemblées au cours de la réunion de 2015 de préparation des données sur le requin peau bleue (**Tableaux 1 et 2**), à l'exception des séries temporelles actualisées du Taipei chinois et de la pêche récréative irlandaise, qui ont été présentées séparément. Les indices d'abondance disponibles et leurs CV associés ont été assignés aux « prospections » S1-S10.

Les données de composition par taille du requin peau bleue de l'Atlantique Nord (35-390 cm FL, intervalles de 5 cm FL) ont été obtenues à partir des données recueillies au cours de la réunion de préparation des données de 2015 sur le requin peau bleue, comme indiqué dans le document SCRS/2015/039 (Coelho *et al.*, 2015), pour UE (Espagne + Portugal, 1993-2013), JPN (Japon, 1997-2013), TAI (Taipei chinois, 2004-2013), États-Unis (1992-2013), et VEN (Venezuela, 1994-2013) et assignées aux « flottilles » F1 – F9 et aux « prospections » S1-S10. La largeur des intervalles a été augmentée à 10 cm FL parce qu'un schéma irrégulier dans la composition par taille de certaines sources de données (TAI et VEN) indiquait que les longueurs risquaient de ne pas avoir été mesurées à une résolution de 5 cm FL. Les distributions de tailles finales utilisées dans le modèle SS3 sont présentées dans la **Figure 1**. Les données de composition par taille pour les mâles et les femelles ont ensuite été combinées pour être utilisées dans les scénarios préliminaires du modèle SS3 afin de réduire la complexité du modèle préliminaire.

Les données sur le cycle vital provenaient de données tout d'abord rassemblées à la réunion intersession de 2014 du Groupe d'espèces sur les requins, comme indiqué dans Anon. 2015 et d'informations supplémentaires fournies au cours de la réunion de préparation des données de 2015 sur le requin peau bleue, telles que décrites dans le document SCRS/2015/142. L'âge maximal a été fixé à 16 ans. La croissance en taille par âge était censée suivre une relation de croissance de von Bertalanffy (VBG). Un total de 71 intervalles de taille de la population (35-385+ cm FL, intervalles de 5 cm FL) ont été définis. Un modèle de sexe combiné a été mis en œuvre en calculant la longueur moyenne spécifique au sexe du modèle VBG à l'âge 0 (L_{Amin} combiné, 62,3 cm FL), la longueur moyenne spécifique au sexe du modèle VBG L_{inf} (L_{inf} combiné = 296,0) et le coefficient de croissance moyen spécifique au sexe du modèle VBG (k combiné = 0,16). La distribution de la longueur moyenne à chaque âge a été modélisée comme une distribution normale, et le CV dans la longueur moyenne à l'âge a été modélisé comme une fonction linéaire de longueur. Les CV de longueur à l'âge ont été fixés à 0,15 pour L_{Amin} et 0,12 pour L_{inf} et ils ont été interpolés linéairement entre L_{Amin} et L_{inf} . Une relation taille-poids par sexe combiné a été utilisée pour convertir la longueur du corps (cm FL) en poids corporel (kg).

La pente à l'origine de la relation stock-recrutement (h) et la mortalité naturelle à l'âge (M_a) ont été obtenues des résultats préliminaires basés sur des méthodes reposant sur des paramètres du cycle de vie invariables décrites séparément dans le document SCRS/2015/142. On a postulé une relation stock-recrutement de Beverton-Holt. Le paramètre de *steepness*, h , a été fixé à la moyenne de la distribution des valeurs de *steepness* obtenues par les méthodes reposant sur des paramètres du cycle de vie invariables ($h = 0,73$). De même, la survie à chaque âge selon le sexe a été calculée ici comme étant la moyenne de la distribution dans la survie à l'âge, S_a , obtenue dans le document SCRS/2015/142. La mortalité naturelle par âge selon le sexe a ensuite été obtenue comme $-\ln(S_a)$. La mortalité naturelle par sexe combiné a alors été calculée comme la mortalité moyenne des mâles et des femelles à chaque âge.

Au total, six scénarios préliminaires du modèle ont été réalisés afin d'étudier la sensibilité du modèle à la pondération de la composante de vraisemblance (**Tableau 5**). Pour le scénario 1 préliminaire, les tailles observées de l'échantillon (le nombre de requins mesurés) obtenues à partir des compositions par taille disponibles (flottilles F1-F5) ont été utilisées directement dans le calcul de la variance de la vraisemblance du modèle afin de « pondérer » les données de composition par taille. Les CV observés obtenus à partir des indices d'abondance disponible (prospections S1-S10) ont été utilisés dans la vraisemblance du modèle comme « pondérations » de CV inversés pour les indices d'abondance (SCRS/2015/151). Le scénario 2 préliminaire était le même que le scénario 1 préliminaire, à l'exception du fait qu'un CV constant de 20 % a été appliqué comme la pondération basée sur l'inverse du CV à l'indice d'abondance obtenu pour la prospection S9 (ESP-LL-N). Le scénario 3 préliminaire était le même que le scénario 2 préliminaire, à l'exception du fait que la taille de l'échantillon de la composition par longueur d'entrée a été fixée à un maximum de 200. Le scénario 4 préliminaire était le même que le scénario 2 préliminaire, à l'exception du fait que les tailles de l'échantillon pour les données de composition par longueur d'entrée pour les flottilles F1-F5 ont été ajustées avec des facteurs de multiplication de l'ajustement de la variance (0,01, 0,01, 0,1, 0,1, 0,1, respectivement) afin que les tailles effectives de l'échantillon pour les flottilles F1-F5 soient approximativement égales à 50-200. Le scénario 5 préliminaire était le même que le scénario 2 préliminaire, à l'exception du fait que les tailles de l'échantillon pour les données de composition par longueur d'entrée pour les flottilles F1-F5 ont été ajustées avec des facteurs de multiplication de l'ajustement de la variance (0,0184, 0,0478, 0,0261, 0,1373, 0,2236, respectivement) afin que les tailles effectives de l'échantillon pour les flottilles F1-F5 soient approximativement égales à la taille effective de l'échantillon obtenue des résultats de Stock synthèse (SCRS/2015/151). Le scénario 6 préliminaire était le même que le scénario 2 préliminaire, à l'exception du fait que les tailles de l'échantillon pour les données de composition par longueur d'entrée pour les flottilles F1-F5 ont été ajustées avec des facteurs de multiplication de l'ajustement de la variance (0,0019, 0,0047, 0,0046, 0,0573, 0,0403, respectivement) afin que les tailles effectives de l'échantillon pour les flottilles F1-F5 soient approximativement égales à la taille effective de l'échantillon obtenue du programme r4ss (SCRS/2015/151).

Le Groupe a examiné certains aspects des données de distribution des tailles qui semblaient influencer les résultats du modèle. Un des aspects était les distributions bimodales de certaines compositions par taille (en particulier UE-PRT + UE-ESP et JPN) dans l'Atlantique Nord (au Nord de 30°N). Des requins peau bleue de plus petite taille semblaient prédominer au Nord de 30°N, tandis que des requins peau bleue de plus grande taille prédominaient au Sud de 30°N. Le fait de diviser les données de taille au Nord et Sud de 30°N a supprimé une grande partie de la distribution bimodale de ces flottilles (**Figure 2**).

En comparant le scénario préliminaire du modèle SS3, le Groupe a noté que la pondération donnée aux données de taille de l'UE a eu une grande influence sur les sorties du modèle (scénario 4 et scénario 6). Cela semble se produire en raison de la distribution bimodale des données (en particulier UE-PRT + UE-ESP, mais aussi JPN) et du fait qu'avec le scénario 4, le modèle a prédit de capturer plus de juvéniles tandis que le scénario 6 prédit de capturer davantage d'adultes. Étant donné que la flottille de l'UE est responsable d'environ 82 % des prises et que la composition par taille bimodale de UE-PRT + UE-ESP ne s'ajuste pas bien dans aucun des modèles actuels, l'ajustement aux données de taille dans le modèle pourrait être amélioré dans les évaluations futures en divisant les prises de requin peau bleue de l'Atlantique Nord (en particulier celles de UE-PRT + UE-ESP, mais aussi du JPN) en régions géographiques qui ont des compositions par taille similaires (par exemple Nord et Sud de 30°N).

En général, le Groupe a examiné l'importance relative des indices de CPUE par opposition aux données de composition par taille dans le modèle. D'une part, l'inclusion des données de taille dans le modèle SS3 représente une percée en matière de modélisation du stock. D'autre part, selon la méthode proposée par Francis (2011), il n'est généralement pas recommandé de laisser les données de composition par taille exercer une influence plus forte sur l'estimation des quantités globales (R_0) dans le modèle que les indices de CPUE. Il y a danger que le modèle, dans le but d'améliorer l'ajustement aux données de composition par taille, puisse produire de mauvais ajustements en ce qui concerne les indices de CPUE ; c'est la raison pour laquelle une pondération appropriée est nécessaire. En termes simples, les différences apparentes entre les scénarios préliminaires 4 et 6 ont trait à la façon dont le modèle SS3 tente d'équilibrer l'ajustement entre les compositions par taille (qui sont relativement plus influentes pour le scénario 4) et les indices de CPUE (qui sont relativement plus influents dans le scénario 6).

Il a été noté que plusieurs scénarios sont importants à des fins d'examen futur, tel qu'un modèle spécifique au sexe, spatialement désagrégé. Le Groupe a envisagé d'explorer les distributions de fréquence des tailles afin d'apporter des informations sur la division des captures par zone dans le modèle (par exemple en utilisant l'analyse de l'arbre de régression). Cela peut être utilisé pour étudier comment les différentes flottilles sont liées en fonction des zones géographiques avec des données sur la composition par taille similaires disponibles. Le

Groupe a également noté que, outre cette structure spatiale des tailles, certaines des différences observées entre les flottilles du Japon et de l'UE sont également dues à différents types et tailles des hameçons utilisés, ainsi qu'à la profondeur du mouillage de l'engin de pêche.

Le Groupe a également suggéré que compte tenu de ces nouvelles connaissances sur la distribution spatiale des tailles du requin peau bleue et des difficultés qui en résultent dans l'ajustement des modèles de production à cette espèce, il faudrait également examiner à l'avenir ce type de modèles intégrés qui peuvent utiliser des données de distribution des tailles pour l'Atlantique Sud. Il a été confirmé au Groupe que la couverture des données de taille dans l'Atlantique Sud est également bonne, et que ces données de taille peuvent être préparées et intégrées à l'avenir dans les modèles SS3.

Le scénario de sensibilité 1 a été développé pour évaluer l'influence de différents éléments de données sur l'estimation de la vraisemblance maximale du recrutement en conditions d'équilibre (R_0) pour le scénario préliminaire 6. Les profils de vraisemblance de R_0 ont été calculés pour le scénario préliminaire 6 à des valeurs fixes de recrutement en conditions d'équilibre (R_0) de chaque côté de l'estimation de la vraisemblance maximale (8,8) des éléments de données de la composition par taille et de l'indice d'abondance. Le Groupe a examiné le diagramme du profil de vraisemblance de R_0 pour le scénario préliminaire 6 qui a indiqué que les données de composition par taille de la flottille F1 (UE-Espagne et UE-Portugal) et l'indice d'abondance S10 (CTP-LL-N) ont eu une influence relativement importante sur la vraisemblance du modèle. Pour le scénario de sensibilité 1, le scénario du modèle utilisé pour le scénario 6 préliminaire a été modifié en fixant la sélectivité de la flottille F1 à sa valeur estimée, et en éteignant les ajustements aux données de composition par taille de F1 et aux données de l'indice d'abondance S10 dans le modèle.

Le scénario de sensibilité 2 a utilisé un diagnostic de modèle de production structuré par âge pour évaluer l'influence des déviations de recrutement et des données de composition par taille sur les ajustements du modèle aux indices d'abondance. Un modèle de production structuré par âge a été développé à partir du scénario préliminaire 6 comme suit. Le modèle entièrement intégré (scénario préliminaire 6) a été exécuté pour obtenir les estimations de vraisemblance maximale de tous les paramètres. Le modèle a été ré-exécuté (scénario de sensibilité 2) avec les paramètres de la courbe de sélectivité fixés sur ceux estimés à partir du modèle entièrement intégré. Les déviations du recrutement annuel n'ont pas été estimées et ont été fixées à zéro, et les données de composition par taille n'ont pas été utilisées.

3.3 Autres méthodes

Une analyse de groupement hiérarchique (Murtagh et Legendre, 2014) a été utilisée pour regrouper les indices de CPUE utilisés dans les évaluations du modèle de dynamique de la biomasse de l'Atlantique Nord et Sud. Il n'est pas rare que des indices contiennent des informations contradictoires et c'est pourquoi l'ajustement consiste souvent à pondérer des tendances contradictoires, ce qui produit généralement des estimations de paramètres intermédiaires à celles obtenues individuellement à partir des jeux de données. Ainsi, des profils de vraisemblance ont été calculés par des composantes de données (c.-à-d. des séries de CPUE) afin d'évaluer l'information par série.

4. Résultats de l'état du stock

Dans l'Atlantique Nord, les captures ont enregistré un pic en 1987, ont chuté jusqu'en 2000 et ont ensuite augmenté. Les indices montrent une tendance relativement aplatie tout au long de la série temporelle, avec une forte variance. Dans l'Atlantique Sud, les captures ont augmenté progressivement jusqu'à atteindre un sommet en 2010. L'indice palangrier japonais a diminué dans les années 1970 et 1980, mais tous les autres indices sont aplatis ou ascendants tout au long de la série temporelle. La pêcherie palangrière brésilienne, en particulier, a fortement augmenté au cours de ces dernières années en même temps que les prises. Les tendances des captures et des indices de CPUE pour l'Atlantique Nord et Sud sont fournis à la **Figure 3**.

4.1 Modèles de production

Modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien

Les indices de CPUE prédits pour chaque modèle ont été comparés à la CPUE observée pour déterminer l'ajustement du modèle. Dans l'ensemble, les ajustements de la CPUE pour tous les modèles ont été relativement aplatis, ce qui indique une absence d'ajustement, comme on peut le voir clairement ici en utilisant les résultats

du modèle M4 (**Figure 4**) (cf. **Appendice 4**). Le diagramme de fonction d'autocorrélation indiquait un intervalle d'éclaircie ("thinning") de 100, qui était assez grand pour traiter une éventuelle autocorrélation dans les scénarios de MCMC. L'inspection visuelle des graphiques des principaux paramètres a montré un bon mélange des trois chaînes (c.-à-d., se déplaçant autour des paramètres espace), ce qui indique également la convergence des chaînes MCMC. Seul point d'ombre au tableau : les preuves d'une forte autocorrélation et du mélange assez pauvre dans les distributions a posteriori de la raréfaction estimée de la biomasse initiale psi dans les modèles M1 et M2.

Des diagrammes des densités a posteriori des paramètres du modèle sont présentés à l'**Appendice 4**, conjointement avec leurs densités a priori respectives. Le **Tableau 6** fournit des résumés des quantiles a posteriori des paramètres et du volume d'intérêt manifesté pour la gestion dans chaque modèle. La trajectoire estimée des diagrammes de B/B_{PME} et H/H_{PME} a montré que l'état du stock de requin peau bleue de l'Atlantique Sud tout au long du cadre temporel du modèle (1971-2013) est très sensible aux changements dans les valeurs utilisées pour corriger l'erreur de processus, ainsi qu'aux CV attribués à la série temporelle de CPUE (**Figure 5**).

Modèle de production excédentaire de type bayésien

Pour l'Atlantique Nord, les modèles ont systématiquement estimé une distribution a posteriori pour r qui était semblable au prior, et une distribution a posteriori pour K qui avait une longue queue droite avec une moyenne et un CV élevés (**Tableau 7**). La trajectoire de la biomasse estimée est restée proche de K pour la plupart des scénarios et le taux de ponction estimé était faible (**Figure 6**). L'inclusion de l'erreur de processus (scénario N8) n'a pas amélioré les résultats. Lorsque chaque indice a été ajusté séparément (**Tableau 8** et **Figure 7**), la moyenne a posteriori de K a varié, mais les CV étaient importants, ce qui implique qu'aucun des indices n'était particulièrement informatif quant à la valeur de K . Il convient de se reporter à l'**Appendice 5** pour obtenir plus de détails sur tous les scénarios du modèle BSP.

Pour l'Atlantique Sud, étant donné que les indices ont augmenté alors que les captures étaient élevées et en augmentation, le modèle n'a pas pu estimer les valeurs plausibles de K (**Tableau 9**). Sans l'erreur de processus, les moyennes a posteriori de K variaient entre 20 et 50 millions. Avec l'erreur de processus (scénarios S9 et S10), les moyennes a posteriori étaient inférieures d'un ordre de grandeur. Tous les scénarios ont constaté que la population est restée proche de K avec des taux de ponction faibles (**Tableau 9** et **Figure 8**). L'omission ou la division de l'indice brésilien (scénarios S7 et S8) n'a pas amélioré les résultats. Lorsque les indices ont été exécutés séparément, les résultats étaient similaires aux résultats avec tous les indices ensemble (**Tableau 10** et **Figure 9**).

Les modèles BSP ont systématiquement trouvé des moyennes et des CV de K bien plus grands que le modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien mis en œuvre dans JAGS (voir la section précédente). Des scénarios « post-modèle, pré-données » dans les modèles JAGS et BSP ont démontré que de très petites différences dans les postulats de modélisation avaient provoqué de grandes différences dans les résultats du modèle en l'absence de données informatives (**Tableau 11** et **Appendice 5**). En raison de la corrélation entre le ratio de la biomasse de départ ($B/I_0/K$), K et r , le recours à un prior très informatif pour le ratio de la biomasse de départ favorise des valeurs plus faibles de K (S-PMPD2 par rapport à S-PMPD3). De légers changements dans le prior r influencent aussi la distribution a posteriori de K en l'absence de données. En outre, les modèles JAGS établissent B/K égal à la valeur minimale (p.ex. 0,01 ou 0,001) si les valeurs des paramètres en question entraînent l'effondrement de la population, tandis que le BSP rejette les valeurs des paramètres qui provoquent l'effondrement de la population. Ces petites différences dans les postulats du modèle n'entraîneraient pas de différence si les données étaient informatives ; cependant, avec des données non informatives et incohérentes, les postulats du modèle influencent les résultats.

4.2 Stock Synthèse

Plusieurs des scénarios préliminaires du modèle ont donné lieu à des diagnostics de convergence déraisonnables, et les résultats du modèle étaient sensibles aux pondérations attribuées dans la vraisemblance du modèle aux données de composition par taille (taille de l'échantillon) par rapport aux données de CPUE (pondération basée sur l'inverse du CV). Deux scénarios du modèle préliminaire qui utilisaient des facteurs de multiplication pour réduire la taille de l'échantillon assignée aux données de composition par taille dans la vraisemblance du modèle (scénarios préliminaires 4 et 6) ont donné des diagnostics de convergence raisonnables, décrits ci-dessous. Les ajustements du modèle aux données de CPUE et de composition par taille étaient similaires pour les deux modèles et les deux modèles ont abouti à une taille du stock reproducteur et à des taux de mortalité par pêche soutenables par rapport à la prise maximale équilibrée. Le modèle dont la taille de l'échantillon relativement plus

faible était assignée aux données de composition par taille a entraîné une taille de stock relativement plus appauvrie. Cependant, les ajustements du modèle à la composition par taille étaient insuffisants pour les données annuelles de composition par taille, pour lesquelles un schéma bimodal était fort. Ceci est lié à la ségrégation spatiale de la population. Il a été suggéré que davantage de travail soit réalisé pour améliorer les ajustements aux données de composition par taille avant d'utiliser le modèle pour formuler un avis de gestion.

Diagnostics de convergence

Des scénarios préliminaires 1 – 3 et 5 ont eu de médiocres diagnostics de convergence du modèle, qui ont été interprétés comme un diagnostic pour de possibles problèmes avec les données ou la structure du modèle postulé. Par conséquent, les résultats n'ont pas été présentés pour les scénarios préliminaires 1 – 3 et 5. Les scénarios préliminaires 4 et 6 ont eu des diagnostics de convergence raisonnables, mais le scénario 6 a eu les meilleurs diagnostics de convergence. Par conséquent, les résultats du modèle n'ont été présentés que pour les scénarios préliminaires 4 et 6. La principale différence entre les scénarios préliminaires 4 et 6 était que dans le scénario préliminaire 6, les données de composition par taille avaient relativement moins de poids dans la vraisemblance du modèle.

Ajustements du modèle

Les ajustements du modèle aux séries temporelles d'abondance et de composition par taille étaient semblables pour les scénarios préliminaires 4 et 6. Le modèle ajustait bien la tendance de l'abondance et s'inscrivait dans la plupart des intervalles de confiance annuels de 95 % pour de nombreux indices d'abondance, y compris S3 (JPLL-N-e), S4 (JPLL-N-l), S6 (U.S.-Obs-cru), S7 (POR-LL) et S9 (ESP-LL-N) (**Figures 10 et 11**). Le modèle ajustait assez bien la tendance de l'indice d'abondance S2 (US-Obs), mais il était souvent à l'extérieur des intervalles de confiance annuels de 95 %. L'abondance prédictive était aplatie pour les indices d'abondance S8 (VEN-LL) et S10 (CTP-LL-N), probablement à cause de grands intervalles de confiance de 95 % pour S8 et de grandes fluctuations interannuelles dans les premières années de S10. Les indices S1 (US-Log) et S5 (IRL-Rec) ont été inclus uniquement dans le modèle à des fins exploratoires, ils n'ont pas été ajustés dans la vraisemblance du modèle ($\lambda = 0$) et n'ont eu aucune influence sur les résultats du modèle ou les valeurs prédictives. Les ajustements du modèle à la composition par taille étaient raisonnables pour les données agrégées (**Figure 12**).

Recrutement, mortalité par pêche et taille du stock reproducteur

Le recrutement escompté à partir de la relation stock-recrutement a sensiblement différé entre le scénario préliminaire 4 et le scénario préliminaire 6. Cependant, sur la base des diagnostics du modèle, il y avait très peu d'informations dans les données pour estimer le recrutement. La mortalité par pêche escomptée et la taille prédictive du stock reproducteur ont également différé considérablement entre le scénario préliminaire 4 et le scénario préliminaire 6. La biomasse prédictive du stock reproducteur était sensiblement plus grande pour le scénario préliminaire 4 que pour le scénario préliminaire 6. Les taux d'exploitation prédictifs étaient plus élevés pour le scénario préliminaire 6 que pour le scénario préliminaire 4.

État du stock

Tant le scénario préliminaire 4 que le scénario préliminaire 6 ont donné lieu à une taille du stock reproducteur et à des taux de mortalité soutenables par rapport à la production maximale équilibrée (**Figures 13 à 15**). Cependant, le scénario préliminaire 6 (le scénario du modèle dans lequel les données de composition par taille ont relativement moins de poids dans la vraisemblance du modèle) a débouché sur une taille du stock relativement plus appauvrie par rapport au scénario préliminaire 4 (**Figures 13 à 15**).

Scénarios de sensibilité

Les profils de vraisemblance de R_0 dans le scénario de sensibilité 1 ont été comparés à ceux obtenus pour le scénario préliminaire 6. Les données de composition par taille avaient relativement plus d'influence sur l'estimation de la vraisemblance maximale que les données de l'indice d'abondance dans le scénario préliminaire 6. En revanche, les données de composition par taille avaient à peu près la même influence sur l'estimation de la vraisemblance maximale que les données de l'indice d'abondance dans le scénario préliminaire 1 (**Figure 16**). Des résultats similaires ont été obtenus pour les données individuelles de composition par taille et de l'indice d'abondance (**Figure 17**). Toutefois, l'emplacement des valeurs minimales des vraisemblances du profil de R_0 différait entre les composantes des données de composition par taille et de l'indice d'abondance total et entre les composantes des données de l'indice d'abondance individuel (**Figure 18**).

Les diagrammes du profil de vraisemblance de R_0 ont été considérés comme un diagnostic utile pour évaluer l'influence des différents éléments de données sur l'estimation de la vraisemblance maximale du recrutement en conditions d'équilibre, R_0 , important paramètre pour déterminer la taille absolue de la population (échelle) dans le modèle intégré. Idéalement, les données de composition par taille ne devraient pas dominer les données de l'indice d'abondance dans la vraisemblance du modèle (c'est-à-dire la démarche de Francis).

Les ajustements à chaque indice d'abondance dans le scénario de sensibilité 2 ont été comparés à ceux obtenus pour le scénario préliminaire 6. Les séries temporelles prédites de l'abondance relative obtenue pour le scénario de sensibilité 2 étaient aplaniées et considérablement différentes de celles obtenues pour le scénario préliminaire 6. Un exemple est fourni pour l'indice d'abondance pour le scénario S7 (POR-LL ; **Figure 19**). Les ajustements relativement plus mauvais aux indices observés de l'abondance pour le scénario de sensibilité 2 ont indiqué que l'inclusion de données de taille et de l'estimation des déviations de recrutement était nécessaire pour ajuster avec précision les tendances de l'abondance relative. En théorie, le modèle de production structuré par âge (scénario de sensibilité 2) devrait être capable de suivre les tendances de l'abondance relative. Par conséquent, les résultats de cette analyse de sensibilité pourraient indiquer que les indices de CPUE n'étaient pas suffisamment informatifs.

4.3 Autres modèles

Les indices de CPUE utilisés dans le modèle d'évaluation de la dynamique de la biomasse (production) pour l'Atlantique Nord et Sud sont présentés aux **Figures 20** et **21**. Il n'est pas rare que des indices contiennent des informations contradictoires, auquel cas l'ajustement de plusieurs indices consiste souvent à pondérer des tendances contradictoires, ce qui produit généralement des estimations de paramètres intermédiaires à celles qui seraient obtenues si les jeux de données étaient individuellement ajustés. Une analyse de groupement hiérarchique (Murtagh et Legendre, 2014) a été utilisée pour regrouper les séries de CPUE (**Figures 22** et **23**). Des profils de vraisemblance ont été ensuite calculés pour chaque série de CPUE (composante de données) basés sur un ajustement de tous les indices (SCRS/2015/73). La **Figure 24** montre des profils de r pour le Nord et la **Figure 25** montre des profils de r pour le Sud. Dans le cas du Nord, seul un indice présente un maximum ; pour le Sud, aucun profil n'a montré un maximum, c'est-à-dire r est plus grand ou plus petit que l'estimation obtenue en ajustant simultanément tous les indices. Un scénario supplémentaire a été exécuté en retirant les séries de CPUE du Taipeï chinois et du Venezuela (**Figure 26**).

Lorsque les indices de CPUE sont contradictoires, leur inclusion dans une seule évaluation (soit explicitement, soit après les avoir combinés en un seul indice) tend à entraîner des estimations de paramètres intermédiaires par rapport à ce qui serait obtenu individuellement à partir de jeux de données. Schnute et Hilborn (1993) ont montré que les valeurs des paramètres les plus probables ne sont généralement pas intermédiaires mais qu'elles se produisent à l'un des extrêmes apparents. Le fait d'inclure des indices contradictoires dans un scénario d'évaluation des stocks peut aussi donner lieu au fait que des valeurs résiduelles ne soient pas identiquement et indépendamment distribuées (IID) et que des procédures, telles que le bootstrap, ne puissent pas servir à estimer l'incertitude des paramètres. Une alternative consiste à assumer que les indices reflètent des hypothèses sur les états de nature et à exécuter des scénarios pour un seul indice ou plusieurs jeux d'indices qui représentent une hypothèse commune.

Une procédure d'eustachage ("jackknife") a été réalisée pour l'Atlantique Nord afin d'évaluer l'importance des observations individuelles, c'est-à-dire en supprimant à tour de rôle des points individuels de chaque série. Les estimations des paramètres sont présentées aux **Figures 27** et **28** ; les panneaux montrent les estimations lorsque le point a été supprimé de cette série et la couleur correspond à des blocs de cinq ans. La suppression des points de certains indices a un effet important (p. ex. ESP LL) et dans certains cas (p. ex. JP LL) l'influence de la suppression des points dépend de la période de la série temporelle.

4.4 Synthèse des résultats de l'évaluation

Des progrès considérables ont été accomplis sur l'intégration de nouvelles sources de données (notamment les données de taille) et d'approches de modélisation (notamment la structure des modèles). L'incertitude dans les données d'entrée et la configuration des modèles a été explorée au moyen de l'analyse de sensibilité, qui a révélé que les résultats étaient sensibles aux postulats structurels des modèles. Les modèles de production avaient du mal à ajuster les tendances aplaniées ou à la hausse dans les séries de CPUE conjuguées à des captures en augmentation. Dans l'ensemble, les résultats des évaluations sont incertains (p. ex. le niveau de l'abondance absolue variait d'un ordre de grandeur entre les modèles avec différentes structures) et devraient être interprétés avec prudence.

Pour le stock de l'Atlantique Nord, des scénarios avec le BSP ont estimé que le stock n'était pas surpêché ($B_{2013}/B_{PME}= 1,50$ à $1,96$) et que la surpêche ne survenait pas ($F_{2013}/F_{PME}= 0,04$ à $0,50$). Les estimations obtenues avec SS3 ont fortement varié, mais ont toujours prédit que le stock n'était pas surpêché ($SSF_{2013}/SSF_{PME}= 1,35$ à $3,45$) et que la surpêche ne survenait pas ($F_{2013}/F_{PME}= 0,15$ à $0,75$). La comparaison des résultats obtenus lors de l'évaluation réalisée en 2008 et de l'évaluation actuelle a révélé que, malgré d'importantes différences entre les données d'entrée et les modèles utilisés, les résultats de l'état du stock n'ont pas radicalement changé ($B_{2007}/B_{PME}= 1,87$ - $2,74$ et $F_{2007}/F_{PME}= 0,13$ - $0,17$ pour le cas de base des scénarios de 2008 en utilisant le BSP et un modèle de production structuré par âge sans capture).

Pour le stock de l'Atlantique Sud, des scénarios avec le BSP ont estimé que le stock n'était pas surpêché ($B_{2013}/B_{PME}= 1,96$ à $2,03$) et que la surpêche ne survenait pas ($F_{2013}/F_{PME}= 0,01$ à $0,11$). Les résultats obtenus dans l'évaluation de 2008 et l'évaluation actuelle étaient très semblables pour le BSP ($B_{2007}/B_{PME}= 1,95$ et $F_{2007}/F_{PME}= 0,04$, pour le cas de base des scénarios de 2008). Les estimations obtenues avec le BSP état-espace étaient généralement moins optimistes, surtout quand l'erreur de processus n'était pas incluse, prédisant que le stock pourrait être surpêché ($B_{2013}/B_{PME}= 0,78$ à $1,29$) et que la surpêche pourrait se produire ($F_{2013}/F_{PME}= 0,54$ à $1,19$).

5. Projections

En raison des difficultés à déterminer l'état actuel des stocks, notamment l'abondance absolue de la population, le Groupe a estimé qu'il n'était pas approprié d'effectuer des projections quantitatives du futur état des stocks en se fondant sur les scénarios (scénarios) examinés à la réunion.

6. Recommandations

6.1 Recherche et statistiques

- Les scientifiques nationaux devraient envisager d'utiliser les données disponibles de récupération de marques et de lecture des âges pour améliorer les estimations de la croissance pour l'Atlantique Nord.
- Les futures mises en œuvre du modèle Stock synthèse pour le requin peau bleue devraient se pencher sur l'incorporation des données de marquage-récupération des marques pour l'Atlantique Nord. Ces données sont particulièrement utiles car elles couvrent les deux côtés (Est et Ouest) de l'océan et pourraient donc représenter une grande partie du stock de l'Atlantique Nord. Les données peuvent être informatives en ce qui concerne la mortalité.
- Le Groupe a demandé que, lorsque cela est possible, l'estimation de la nouvelle EFFDIS soit faite au niveau de la flottille pour tenir compte des spécificités des flottilles.
- L'identification des indices de CPUE qui sont appropriés pour les évaluations de stocks devrait être faite par le Groupe avant l'évaluation, idéalement avant la fin de la réunion de préparation des données, le cas échéant. Cela devrait être fait en utilisant les directives élaborées par le WGSAM dans le contexte des modèles d'évaluation à utiliser. Idéalement, les diagnostics décrits dans le SCRS/2015/073, pour aider à choisir des hypothèses alternatives sur les indices de CPUE, devraient être exécutés et être disponibles au cours de la réunion de préparation des données.
- Il est préférable de ne pas combiner des séries de CPUE standardisées en indices combinés. Une meilleure pratique consisterait à envisager que les indices identifiés comme étant fiables pour les évaluations soient considérés comme des hypothèses alternatives et plausibles de l'évolution de l'abondance. Toutefois, des jeux d'indices individuels indiquant des tendances similaires de l'abondance pourraient être utilisés dans les modèles d'évaluation.
- Les futures mises en œuvre de Stock Synthèse devraient envisager la structure spatiale des flottilles pour le stock Nord pour pouvoir tenir compte des différences dans la composition par taille des poissons dans différentes zones. Ceci permettrait également d'estimer les différences de sélectivité pour chaque flottille/zone. Il faudra estimer les indices de CPUE, les prises et les distributions des tailles spécifiques aux flottilles et aux zones. Idéalement, le modèle pourrait également être séparé par sexe.

- Stock Synthèse devrait également être mis en œuvre pour le stock de l'Atlantique Sud. Cela nécessitera des travaux préparatoires similaires pour développer des flux de données d'entrée, comme cela a été fait pour le stock du Nord.
- Le SCRS devrait donner davantage de directives sur la fiabilité et la cohérence relatives entre différents flux de données, en tenant compte de la biologie et des pêcheries de l'espèce.
- Le WGSAM devrait élaborer des lignes directrices sur la façon dont les Groupes d'espèces du SCRS devraient mettre en œuvre des hypothèses alternatives avec Stock Synthèse. Plus précisément, le WGSAM devrait envisager de fournir une orientation aux Groupes sur la façon d'assigner des facteurs d'ajustement de la variance et des pondérations relatives (*lambda*) aux différentes données d'entrée de Stock Synthèse (distributions des données de taille spécifiques aux flottilles, indices d'abondance relative, etc.). Le WGSAM devrait également élaborer des directives sur des diagnostics appropriés (p. ex. profils de vraisemblance pour R_0 pour chaque composante de données, critères de convergence, sensibilité au système d'ajustement de la variance, etc.) pour Stock Synthèse.
- Le WGSAM devrait élaborer des lignes directrices et des critères afin d'évaluer la plausibilité des scénarios du modèle, y compris les diagnostics de modèle qui pourrait conduire à accepter ou à rejeter les résultats du modèle.
- La discordance entre les prises, les indices de CPUE et les paramètres biologiques pour le stock du Sud devrait être davantage étudiée dans le cadre du Programme de recherche et de collecte de données sur les requins (SRDCP).
- Le WGSAM devrait évaluer les avantages de l'incorporation de l'erreur de processus dans les modèles de dynamique de la biomasse.
- Le Groupe a recommandé l'évaluation de méthodes pauvres en données et l'utilisation d'indicateurs empiriques des pêcheries comme alternative à l'évaluation de stock classique. Ces méthodes devraient être testées à l'aide de la MSE.
- Les Groupes rappellent la nécessité de suivre les lignes directrices élaborées par le WGSAM et adoptées par le SCRS aux fins du développement et de la présentation de séries de CPUE standardisées, notamment les informations concernant les changements des pratiques de pêche.
- Les scientifiques du SCRS devraient envisager de participer au prochain atelier sur la pondération des données de CAPAM (19-23 octobre 2015, La Jolla, Californie, États-Unis).

6.2 Gestion

- Compte tenu de l'incertitude entourant les résultats de l'état du stock de l'Atlantique Sud, il est impossible d'exclure le fait que, ces dernières années, le stock ait pu se trouver à un niveau proche de B_{PME} et que la mortalité par pêche se soit approchée de F_{PME} . Cela implique que les futures augmentations de la mortalité par pêche pourraient entraîner le fait que le stock soit surpêché et fasse l'objet de surpêche. Le Groupe recommande donc que tant que cette incertitude ne sera pas dissipée, les niveaux de capture ne devraient pas augmenter au-delà de ceux survenus au cours de ces dernières années.
- Sur la base des scénarios et des modèles explorés, le stock de l'Atlantique Nord est peu susceptible d'être surpêché ou de faire l'objet de surpêche. Toutefois, en raison du niveau d'incertitude, le Groupe n'a pas pu atteindre un consensus sur une recommandation de gestion spécifique. Certains participants ont exprimé l'avis que la mortalité par pêche ne devrait pas être augmentée, tandis que d'autres ont pensé que ce n'était pas nécessaire.

L'incertitude entourant les résultats met en évidence la nécessité de la poursuite de la surveillance des pêcheries par les observateurs et des programmes d'échantillonnage au port.

7. Autres questions

Le Groupe a rappelé qu'en 2014, une proposition pour la mise en œuvre du Programme de recherche et de collecte des données sur les requins (SRDCP) a été élaborée et financée par la suite pour la première année. La première phase de ce Programme se concentre sur les aspects biologiques importants pour l'évaluation du stock

de requin-taupe bleu. Le Groupe a été informé que, comme il avait été demandé lors de la réunion de préparation des données sur le requin peau bleue de 2015, les propositions relatives aux composantes convenues du projet ont été présentées au Secrétariat. Ces composantes clés se rapportent aux études génétiques, aux analyses d'âge et de croissance et au marquage. Ces propositions ont été examinées par le Président du Groupe, le Président du SCRS et le Secrétariat et leur financement a été approuvé. Le Groupe a continué à manifester son soutien à ce Programme et a exprimé sa satisfaction que les travaux proposés aient démarré.

8. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté pendant la réunion. Le Dr Cortes a remercié les participants et le Secrétariat pour leur travail ainsi que l'expert externe pour son importante contribution aux discussions du Groupe. La réunion a été levée.

Références

- Anon. 2015. 2014 Intersessional Meeting of the Sharks Species Group (*Piriapolis, Uruguay, 10-1 March 2014*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71 (6): 2458-2550.
- da Silva C., Booth A.J., Dudley S.F.J., Kerwath S.E., Lamberth S.J., Leslie R.W., McCord M.E., Sauer W.H.H., Zweig T. 2015. The current status and management of South Africa's chondrichthyan fisheries. African Journal of Marine Science, 37 (2): 233-248 DOI: 10.2989/1814232X.2015.1044471
- Francis R.I.C.C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68: 1124–1138.
- Meyer R., Millar C.P. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 56: 1078–1086.
- Murtagh F., Legendre P. 2014. Wards hierarchical agglomerative clustering method: Which algorithms implement wards criterion? Journal of Classification, 31(3): 274–295.
- Schnute J.T., Hilborn R. 1993. Analysis of contradictory data sources in fish stock assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 50 (9): 1916-1923.

INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2015 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE TINTORERA

(Lisboa, Portugal, 27 al 31 de julio de 2015)

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

La reunión se celebró en el Oceanário de Lisboa, en Lisboa, Portugal, del 27 al 31 de julio de 2015. El Dr. Enric Cortés (Estados Unidos), Presidente de la reunión, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes ("el Grupo"). El Coordinador científico de la Secretaría dio la bienvenida a los participantes y dio las gracias al Oceanário y al IPMA por acoger la reunión y facilitar las disposiciones para la reunión. El Sr. Miguel Oliveira dio también la bienvenida a los participantes y resaltó la importancia de acoger la reunión, debido al objetivo general del Oceanário de Lisboa de fomentar la conservación global del medio ambiente marino y de los recursos pesqueros. El Presidente procedió a examinar el orden del día, que fue adoptado sin cambios (**Apéndice 1**).

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Los siguientes participantes actuaron como relatores:

Punto 1	Miguel Neves dos Santos
Punto 2.1	Paul de Bruyn/Agostino Leon
Punto 2.2	Paul de Bruyn/Guillermo Diaz/Andres Domingo
Punto 2.3	Paul de Bruyn/Kwang-Ming Liu
Punto 2.4	Paul de Bruyn/Enric Cortés
Punto 2.5	Paul de Bruyn
Punto 3.1 y 3.2	Paul de Bruyn/Elizabeth Babcock/Felipe Carvalho
Punto 3.3	Paul de Bruyn
Punto 4.1	Laurence Kell/Elizabeth Babcock/Felipe Carvalho
Punto 4.2	Laurence Kell/Dean Courtney
Punto 4.3	L. Kell
Punto 4.4	Laurence Kell/Elizabeth Babcock/Dean Courtney
Punto 5	Laurence Kell
Punto 6.1 y 6.2	Enric Cortes/David Die/ Miguel Neves Santos
Punto 7 y 8	Miguel Neves dos Santos

2 Resumen de los datos disponibles para la evaluación

2.1 Identidad del stock

La SCRS/P/2015/031 informaba sobre un nuevo proyecto de la UE (MedBlueSGen) que, basándose en la Tecnología de secuenciación de siguiente generación, busca desarrollar una nueva genotipificación del ADN asociado con sitios de restricción para mejorar los conocimientos actuales sobre la tintorera (*Prionace glauca*), creando una base de datos robustos que describan la estratificación genética de la especie en el Mediterráneo. El proyecto tratará aspectos relacionados con la estructura de la población y la conexión con poblaciones que no son del Mediterráneo, y ayudará a diseñar programas de ordenación con el fin de mejorar los esfuerzos en materia de conservación para la tintorera. Los objetivos clave son: i) examinar el supuesto existente de que la tintorera del Mediterráneo es una única población (stock) y ii) predecir si podría depender de refuerzos externos del Atlántico debido al gran impacto de la captura fortuita de tintorera en las pesquerías del Mediterráneo. Teniendo en cuenta la extrema movilidad de la especie, se analizará a los juveniles, más vinculados al entorno costero que los adultos. La disponibilidad de muestras de aproximadamente una generación dentro del Consorcio MedBlueSGen ofrecerá una oportunidad única de evaluar la estabilidad de los rasgos genéticos en relación con el alto nivel de vulnerabilidad de la tintorera del Mediterráneo.

El Grupo dio las gracias al ponente por este interesante estudio y por la presentación del proyecto. El Grupo solicitó al ponente que se asegurara de que las muestras de fuera del Mediterráneo que se van a utilizar en el proyecto son representativas para determinar qué parte de la población del Atlántico (si la hay) está relacionada con las poblaciones del Mediterráneo. Esto último requerirá una distribución más amplia de muestras que no sean del Mediterráneo que la que está considerando actualmente el proyecto. Si es necesario, los científicos nacionales podrían ayudar a recopilar dichas muestras.

2.2 Capturas

El documento de Da Silva *et al.* (2015) describía cómo los condriictios (tiburones, rayas y quimeras) se capturan en muchas pesquerías marinas. Los esfuerzos en cuanto a ordenación e investigación de la pesca de condriictios a menudo se ven desatendidos a causa del escaso valor del producto, de la incertidumbre taxonómica, de las bajas tasas de captura y de la captura por parte de múltiples pesquerías. En los diversos sectores de la pesquería de Sudáfrica, que incluyen las pesquerías tanto artesanales como altamente industrializadas, 99 (49%) de las 204 especies de condriictios presentes en África meridional, son especie objetivo de forma regular o se capturan como captura fortuita. La captura total declarada en peso canal para 2010, 2011 y 2012 se estimó en 3.375 t, 3.241 t y 2.527 t, respectivamente. Dos tercios de la captura declarada correspondían a captura fortuita. Actualmente existen reglamentaciones para limitar las capturas de condriictios, junto con condiciones de los permisos específicas de cada especie, en las siguientes pesquerías: palangre demersal dirigido a los tiburones, palangre pelágico, línea recreativa, chinchorros y redes de enmallaje. Actualmente existen en vigor medidas de ordenación limitadas para los condriictios capturados en otras pesquerías sudafricanas. Existen series de datos de captura y esfuerzo adecuadas para las evaluaciones de stock para menos de 10 especies. Se ha intentado realizar evaluaciones de stock de cinco especies de tiburones: cazón (*Galeorhinus galeus*), la musola (*Mustelus mustelus*), el jaquetón blanco (*Carcharodon carcharias*), el toro bacota (*Carcharias taurus*) y el tollo dentudo (*Triakis megalopterus*). Existen prospecciones independientes de la pesquería y datos de los observadores pesqueros, que pueden utilizarse como medida de la abundancia relativa, para 67 especies. En comparación con la mayoría de los países en desarrollo, la pesca de tiburones en Sudáfrica está relativamente bien controlada y gestionada. Como en otras partes, la captura incidental y la captura fortuita continúan suponiendo un reto para la ordenación adecuada de los tiburones. En 2013, se publicó el Plan de acción nacional de Sudáfrica para la conservación y ordenación de los tiburones (PAN-tiburones). La implementación del PAN-tiburones debería ayudar a mejorar la ordenación de los condriictios en el futuro cercano.

El Grupo indicó que la ratio de captura entre el marrajo dientuso y la tintorera descrita en el documento es muy elevada. Se explicó que esto se debe probablemente a que la información facilitada son desembarques solo en peso canal, y por lo tanto no incluye a las tintoreras descartadas. Se sugirió que en ciertas zonas y durante ciertos momentos del año, el descarte de tintorera es muy elevado, lo que sesgaría esta ratio.

2.3 Índices de abundancia

El documento SCRS/2015/137 presentaba los resultados actualizados (a partir de 2008) de la pesquería de recreo dirigida a la tintorera de Irlanda que abarca el periodo 2007-2013 con miras a la evaluación de stock de 2015 de ICCAT. El programa de marcado comenzó en 1970 y continúa actualmente. Hasta 2013, se marcaron en total 18.278 tintoreras y se declararon 895 recapturas. Se presenta el análisis de los datos de 2007-2013, de los datos de CPUE disponibles de la pesquería total y de un subconjunto de patrones de buques de alquiler con caña que operan constantemente en la pesquería. Los datos incluyen 1.431 nuevos eventos de marcado y 83 recapturas desde el último informe a ICCAT, de 2008. Las tasas de recaptura eran superiores a las comunicadas anteriormente, aunque el número de peces marcados se ha reducido mucho respecto a los niveles observados en los 90. La CPUE para la pesquería global permaneció baja y era coherente con los valores menores observados inicialmente desde 2000 en adelante. Esto se observó también en el subconjunto de los patrones. El esfuerzo se ha reducido sustancialmente a causa de los menores niveles de barcos de pesca con caña y también en respuesta a las bajas tasas de captura. Los datos sugieren que la abundancia de tintorera se ha estabilizado en los niveles reducidos que se observaron a mediados de los años 2000.

El Grupo discutió si estos datos serían importantes para evaluaciones futuras, especialmente en lo que se refiere a la inclusión de los datos de marcado de este estudio y de otros programas de marcado en ambos lados del Atlántico (por ejemplo, Estados Unidos y UE-España) en los modelos de evaluación integrados.

En el documento SCRS/2015/132 se analizan los datos de captura y esfuerzo de tintorera procedentes de los registros de observadores embarcados en grandes palangreros de Taipeí Chino que operaron en el Atlántico entre 2004 y 2013. Basándose en la tasa de captura fortuita de tiburones, se establecieron cinco áreas, a saber, A (al norte de 20°N), B (5°N-20°N), C (5°N-15°S), D (15°S-50°S, al oeste de 20°W) y E (15°S-50°S, 20°W-20°E). Para tratar el gran porcentaje de captura cero de tiburones, la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) de la tintorera, el número de ejemplares capturados por 1000 anzuelos, fue estandarizado utilizando un enfoque delta-lognormal de dos etapas que trata la proporción de lances positivos y la CPUE de las capturas positivas por separado. Se comunican los índices estandarizados con intervalos de confianza de bootstrapp del 95%. La CPUE estandarizada de la tintorera alcanzó un máximo en 2006, descendió posteriormente y aumentó después de 2011 en el Atlántico sur. Respecto a la tintorera del Atlántico norte, alcanzó un máximo en 2005, descendió al mínimo en 2008 y aumentó a continuación. Los resultados obtenidos en este estudio pueden mejorarse si se dispone de series temporales de datos de observadores más largas.

Se indicó que las tendencias en la serie de CPUE podrían explicarse, en parte, por cambios en la especie objetivo. En el Atlántico norte, el gran aumento en la CPUE en 2005 podría no ser realista sino un resultado del método de estandarización. Se indicó que, en dicho año, se observaron muy pocas capturas cero (debido a la elevada cobertura de observadores en el norte en ese año). El modelo de estandarización incluía un factor de especie objetivo y los buques identificados como dirigidos a los tiburones fueron excluidos para reducir el efecto. Además, se discutió sobre el hecho de que en 2006 todo buque dirigido al patudo llevaba un observador, lo que tuvo como resultado un mayor número de observaciones. En otros años, el muestreo era menos completo, lo que también influiría en el modelo, y refleja diferentes patrones de pesca en diferentes años. Se cuestionó también la diferencia entre 2006 y 2012 en términos del número de anzuelos por lance. Se explicó que el número de anzuelos por lance aumentó en 2006 a causa de que la cuota de patudo descendió enormemente ese año y por ello los pescadores trataron de capturar otras especies para compensar. Para ciertos períodos, parece que los buques se dirigían a los tiburones y por ello las capturas cero en esos períodos son bajas. Se sugirió que podría ser interesante contar en el futuro con un mapa anual de distribución de la CPUE y/o de la ratio de capturas cero de la tintorera para observar los cambios en las tendencias de captura a lo largo del tiempo. Se señaló que podría ser necesario subponer estos datos en la evaluación y/o iniciar la serie de CPUE en 2005 para evitar esta escasa tasa de cobertura debido a que el programa de observadores se inició en 2004.

Como se discutió en la reunión de preparación de datos de 2015, respecto a los índices de CPUE en general, el efecto de la especie objetivo requiere una mayor consideración en el futuro, ya que no está claro si actualmente dicho factor se está tratando adecuadamente durante el proceso de estandarización.

El documento SCRS/2015/133 describía cómo se utilizó la información sobre captura y esfuerzo de la flota atunera de palangre brasileña (nacional y fletada) que operaba en el Atlántico ecuatorial y sudoccidental entre 1978 y 2012 para generar un índice de CPUE estandarizado para la tintorera del Atlántico sur. Se analizaron en total 92.766 lances. Se estandarizó la CPUE mediante un modelo mixto lineal generalizado (GLMM) utilizando un enfoque delta lognormal. Los factores utilizados en el modelo fueron trimestre, año, área y estrategia de pesca. La serie de CPUE estandarizada muestra una oscilación importante en el tiempo, con una tendencia ascendente general después de 1996.

Se observó que, a finales de los 90, se introdujeron los bastones de luz y las pesquerías comenzaron a dirigirse al pez espada y a ampliarse a diferentes zonas de pesca. En años más recientes y como resultado de una creciente demanda de tintorera del mercado, a partir de 2001 la serie de CPUE aumenta rápidamente. Estos cambios son difíciles de reflejar, pero se está intentando solucionar este tema dentro del modelo. Se indicó que esta serie probablemente no refleja la abundancia del stock y, por tanto, podría no ser adecuado usarla en esta etapa. Se sugirió desarrollar dos series para tener en cuenta el cambio en la especie objetivo. La discusión sobre este documento se aplazó a las discusiones de la evaluación con el fin de identificar los efectos que esta serie podría tener en los modelos de evaluación de stock.

El documento SCRS/2015/141 presentaba la forma en que se habían combinado los índices de abundancia relativa (CPUE) disponibles para las evaluaciones de la tintorera en el Atlántico norte y el Atlántico sur utilizando diferentes métodos. Tras el trabajo realizado para la evaluación del stock de tintorera del SCRS de 2008, se combinaron los índices mediante un GLM con dos opciones de ponderación: por la captura del pabellón representado por cada índice y por el área del pabellón representado por cada índice. Además, se desarrolló también un índice de abundancia jerárquico que combina todos los índices disponibles en una serie única. Los tres índices obtenidos para el Atlántico norte y sur seguían en general tendencias muy similares, con una tendencia plana en el Atlántico norte y una tendencia ascendente en el Atlántico sur en los años recientes de la serie temporal. Estos índices pueden ser potencialmente utilizados en análisis de sensibilidad en las evaluaciones de stock.

Se indicó que, en varias reuniones recientes del SCRS, se desaconsejó el proceso de combinar los índices de CPUE ya que tienden a enmascarar las tendencias individuales de las series y las razones subyacentes de por qué las series son diferentes. Además, ciertos modelos pueden hacer uso estocásticamente de las distintas series sin necesidad de combinar los índices. Por ello, los índices combinados podrían no ser adecuados para usarlos en modelos de evaluación. Podría ser más útil agrupar las CPUE que presentan tendencias similares e incluirlas como escenarios separados, tal y como se discutió durante la evaluación de patudo de 2015 (SCRS/2015/015).

Por último, se comentó que se habían realizado los cambios en la serie de CPUE uruguaya solicitados durante la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015. La estandarización se había vuelto a hacer, omitiendo los dos años finales de la serie.

2.4 Biología

El documento SCRS/2015/142 describía el cálculo de las tasas de crecimiento máximo de la población (r_{max}) y los valores de la inclinación (h) de la relación stock reclutamiento de Beverton-Holt para los stocks del Atlántico norte y sur de tintorera basándose en la última información biológica disponible reunida en la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015. Para incluir un rango plausible de valores, se incorporó la incertidumbre en las estimaciones de los valores de entrada del ciclo vital (edad reproductiva, ciclo de vida, parámetros de crecimiento de von Bertalanffy y mortalidad natural) mediante una simulación Monte Carlo asignando distribuciones estadísticas a estas características biológicas en un enfoque de matriz de Leslie. La productividad estimada era elevada ($r_{max}=0,31-0,44 \text{ yr}^{-1}$ para el stock del Atlántico norte; $r_{max}=0,22-0,34 \text{ yr}^{-1}$ para el stock del Atlántico sur), como ya se había hallado para estas y otras poblaciones de esta especie. Por consiguiente, los valores de la inclinación analíticamente derivados eran también elevados ($h=0,73-0,93$ para el stock del Atlántico norte; $h=0,55-0,84$ para el stock del Atlántico sur). Estas estimaciones pueden utilizarse como valores de entrada tanto en los modelos de producción excedente (r_{max}) como en los modelos de evaluación de stock estructurados por edad (h).

El Grupo indicó que existen grandes diferencias entre los parámetros estimados para la población septentrional y los estimados para la población meridional, lo que era inesperado. Se comentó que en el sur existen más estudios y por esa razón las estimaciones podrían ser más realistas biológicamente. Entre las principales razones que podrían explicar las diferencias en la productividad y la inclinación entre los stocks del Atlántico norte y sur, se encuentran los parámetros de la curva de crecimiento de von Bertalanffy, que dan lugar a estimaciones sustancialmente diferentes de M a través de los métodos de estimación indirectos basados en parámetros poblacionales utilizados, y a la disponibilidad de una ojiva de maternidad para el Atlántico sur. Se sugirió que, para futuros análisis, debería investigarse la cobertura espacial de los estudios individuales incluida en las estimaciones, tanto para el Atlántico norte como para el sur. El autor sugirió que los valores para los escenarios 1 y 2, que utilizaban la tasa media de supervivencia anual obtenida a partir de siete métodos basados en parámetros poblacionales invariables, y la fecundidad constante y creciente, respectivamente, están más en línea con los estudios previos, y que los valores para los escenarios 3 y 4, que utilizaban la supervivencia anual máxima y la fecundidad constante y creciente, respectivamente, parecían irrazonablemente elevados, incluso para una especie de tiburón tan productiva como la tintorera. Se observó que, en el futuro, debería llevarse a cabo más trabajo en colaboración para aumentar la cantidad de información disponible para estos tipos de análisis y mejorar estos valores estimados.

2.5 Otros datos pertinentes

La presentación SCRS/P/2015/030 detallaba un enfoque de un marco de modelación estadística, proporcionado por un prestatario externo, para estimar el esfuerzo pesquero de todo el Atlántico sobre las especies de túnidos y especies afines que se está desarrollando utilizando los datos de captura nominal de "Tarea I" y de captura y esfuerzo de "Tarea II" de la base de datos EFDIS. El principal problema surge porque los datos de Tarea I, que se pensaba que eran exhaustivos, están disponibles solo como totales anuales para cada combinación de especie, pabellón y arte. Los datos de Tarea II, por otra parte, son más detallados y se dispone de información sobre ubicación y estacionalidad pero a menudo es incompleta. El desafío entonces es combinar ambas fuentes de información para producir las mejores estimaciones de esfuerzo pesquero. El método que se está desarrollando actualmente depende de un conjunto de modelos aditivos generales (GAM) que se está ajustando a los datos de Tarea II. Los GAM se seleccionaron porque son muy flexibles, pueden tratar distribuciones asimétricas y elevadas prevalencias de ceros, rasgos ambos de los datos de EFDIS. Los modelos toman las variables pertinentes (por ejemplo, número de anzuelos calados) y los modelan como funciones lisas de varias combinaciones de covariables de ubicación (por ejemplo, latitud, longitud, profundidad) y de tiempo (por

ejemplo, mes y tendencia a largo plazo). Las formulaciones específicas del modelo pueden tratar también interacciones entre los términos, permitiendo así que las formas de las distribuciones espaciales cambien con el tiempo, lo que es importante. Una vez ajustados y probados, los modelos pueden usarse entonces para "predecir" valores de captura por unidad de esfuerzo como funciones de cualquier combinación de las covariables pertinentes junto con el error o la varianza. El esfuerzo total se estimó "extrapolando" con los totales de Tarea I, de acuerdo con la fórmula: Esfuerzo (Tarea 1) = Captura (Tarea 1) / CPUE (Tarea 2). Los hallazgos iniciales son prometedores pero los problemas de confusión (muestreo no aleatorio tanto en el espacio como en el tiempo) son importantes y difíciles de ignorar. El propósito de la presentación era describir los modelos, los resultados y las estimaciones del esfuerzo pesquero realizados para el Atlántico hasta ahora.

La impresión del Grupo fue positiva y se aprobó el marco/estrategia global de modelación. Algunos miembros del Grupo, sin embargo, manifestaron su preocupación por el tratamiento de la "flota" o "pabellón". Agrupar los datos por variables temporales y de ubicación podría ser una excesiva simplificación. Algunas flotas, por ejemplo, calan palangres de superficie, otras los calan en aguas profundas o medias. También varían, y han variado mucho a lo largo del tiempo, el tamaño de los anzuelos, los cebos y las estrategias relacionadas con la especie objetivo. Teniendo en cuenta que los datos son especialmente irregulares antes de los 60, se sugirió que el marco de modelación podría concentrarse únicamente en los años más recientes. Esto reduciría sustancialmente el trabajo de cálculo. Además, se solicitó al prestatario que incluyera los datos sobre pesquerías artesanales y que considerara alguna forma de incluir la información sobre combinaciones flota/pabellón que comunican solo datos de Tarea I. Los catálogos de datos, preparados por la Secretaría, están disponibles con este fin.

El método que se está desarrollando es modular, por lo que podría alterarse fácilmente para incluir información de la flota o el pabellón. Podrían establecerse polígonos alrededor de los datos para cada flota y el mismo modelo de regresión (es decir, captura ajustada a las covariables de ubicación y tiempo) ajustado a los datos dentro de cada flota. Podrían posteriormente elaborarse "superficies" estimadas para cada flota utilizando los modelos, y el esfuerzo estimarse de la misma forma que se describe más arriba. El prestatario se mostró de acuerdo en que la agregación de los datos solo estaba probablemente "ocultando" la variabilidad subyacente debida al efecto flota y acordó experimentar con esto, pero señaló que surgirían problemas a causa de: (i) muestreo no aleatorio en el espacio y en el tiempo, (ii) el hecho de que algunas flotas no comunican ningún dato de Tarea II y (iii) la abrumadora dificultad para comprender los diferentes métodos/actividades de pesca.

Se instó al prestatario a recordar el propósito original del trabajo. El principal interés de estas estimaciones del esfuerzo espacio-temporales es la necesidad de identificar la distribución del esfuerzo por áreas y momento del año. Esta información es necesaria para estimar el impacto de la pesca sobre las especies objetivo y las especies de captura fortuita. El Grupo debatió sobre el hecho de que, a causa de que las estrategias de pesca son diferentes entre las flotas, el enfoque preferible es la estimación de EffDIS por flota. Se sugirió también que los datos de Tarea II, por sí mismos, serían suficientes para esto y que podría ser innecesaria, como paso intermedio, la "extrapolación" a la Tarea I. Se solicitó también al prestatario que considerara la inclusión de las pesquerías artesanales, que son importantes, pero seguía sin estar claro de dónde procederían los datos para ello y cómo sería su calidad.

En resumen, el prestatario se mostró de acuerdo en explorar el efecto flota/pabellón en más detalle y explicó que haría un esfuerzo para entender mejor las necesidades de los usuarios potenciales de estos datos. Se indicó que el prestatario está ampliando el análisis demasiado hacia el sur y la Secretaría de ICCAT se mostró de acuerdo en facilitar límites más realistas entre los que tendrá lugar la interpolación.

3 Métodos y otros datos pertinentes para la evaluación

El Grupo indicó en la sección 2 que casi todos los datos de entrada disponibles para los modelos están exhaustivamente descritos y presentados en el Informe de la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015 (SCRS/2015/012). Los nuevos conjuntos de datos disponibles para los modelos de evaluación eran las series de CPUE proporcionadas antes de la reunión de evaluación del stock de tintorera de 2015. Las **Tablas 1 y 2** facilitan todas las series de CPUE (incluidas las nuevas series) y los CV relacionados, que están disponibles para su uso en los modelos de evaluación.

3.1 Modelos de producción

Modelo de producción excedente bayesiano de estado espacio

El SCRS/2015/153 presentaba los resultados iniciales de la evaluación de stock de la tintorera del Atlántico sur. La evaluación consistió en ajustar un modelo de producción excedente bayesiano de estado-espacio a los datos de CPUE para la tintorera del Atlántico sur. La serie temporal de captura se ha derivado del informe de la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015, los índices de abundancia relativa para la tintorera consistieron en la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) estandarizada para las pesquerías de palangre de Japón, Brasil, Uruguay, UE-España, y Taipeí Chino. Se desarrolló un ensayo que incluía todos los índices de CPUE de entrada y los valores medios previos como caso base. Se desarrollaron dos modelos alternativos para evaluar la sensibilidad del modelo a los diferentes supuestos sobre la merma inicial del stock y los cambios en los datos de entrada.

Las especificaciones completas de los modelos iniciales se detallan en el documento SCRS. Basándose en las discusiones del grupo, se solicitaron ensayos adicionales para solucionar las incertidumbres y los temas identificados en los ensayos iniciales del modelo. Estos nuevos ensayos son todas variaciones sobre el modelo inicial. En la **Tabla 3** se resumen los detalles de estos nuevos ensayos. En el modelo inicial se utilizaron datos de captura de 1971-2013 (tal y como se describe en el Informe de la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015). En el modelo se utilizó la CPUE estandarizada de Japón, Brasil, Uruguay, UE-España y Taipeí Chino. Se estimaron las capturabilidades por bloque temporal para las series de CPUE de Japón (punto de cambio en 1994) y Brasil (punto de cambio en 2001), tal y como se describe en el documento SCRS. El método de alisado de loess recomendado por Francis (2011) se utilizó para ponderar los datos. Este método implica ajustar un índice de CPUE transformado logarítmicamente utilizando alisadores loess y calculando el CV de los valores residuales del ajuste del alisador a los datos.

Se asumieron una distribución previa informativa para r y una distribución previa moderadamente informativa para K . Para r se utilizó una distribución lognormal con una media de 0,21 y una desviación estándar de 0,07, tal y como sugirió el Grupo. Siguiendo el enfoque de Meyer y Millar (1999), que sugirieron tomar los percentiles 10 y 90 de una distribución lognormal, se utilizaron, respectivamente, valores de 100 y 850 t (en miles) para expresar un intervalo de una probabilidad (moderadamente) elevada de la distribución previa para K . Los percentiles corresponden a una variable aleatoria lognormal con media y desviación estándar de 291 t (en miles) y 0,835, respectivamente y se asumió un CV del 100%. Se utilizó una distribución previa gamma inversa no informativa para el parámetro de capturabilidad (0,001, 0,001). El error de proceso (sigma) se fijó en 0,05 (véase Ono *et al.* 2012 para más detalles). Para el caso base del modelo, se asumió que la biomasa en el primer año era igual a K (i.e. $P_1 = \psi = 1$), lo que significa que en 1970 la población no estaba explotada.

Durante la reunión se llevaron a cabo ensayos adicionales, solicitados por el Grupo, del modelo de producción excedente bayesiano de estado-espacio (**Tabla 3**). Los ensayos de sensibilidad incluidos asumían una distribución previa para K menos informativa y añadían una constante de 0,2 y 0,1 al CV de los diferentes índices de CPUE. Dado que el CV estimado para la serie temporal de CPUE de UE-España en el caso base del modelo era muy pequeño (0,03), se realizó un ensayo del modelo añadiendo una constante de 0,1 a los CV solo para este índice. Para evaluar el impacto de incluir el error de proceso en el modelo de evaluación de stock, se incluyeron ensayos de sensibilidad eliminando el error de proceso del modelo, además de asumiendo diferentes valores (es decir, 0,01). Además, en los modelo sin error de proceso se asumieron también diferentes niveles de CV para la serie temporal de CPUE.

Modelo de producción excedente bayesiano

El documento SCRS/2015/150 presentaba ensayos del software del modelo bayesiano de producción excedente (BSP) utilizado para las evaluaciones de 2004 y 2008 utilizando los nuevos datos disponibles de captura y de CPUE para la tintorera del Atlántico norte y sur. La distribución previa informativa para la tasa de aumento de la población (r) se actualizó para reflejar la nueva información biológica. Siguiendo las recomendaciones formuladas en la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015, los índices utilizados para el norte fueron los siguientes: observadores de palangre de Estados Unidos, palangre japonés, cruceros de Estados Unidos, palangre portugués, palangre venezolano, palangre español y palangre de Taipeí Chino, y para el sur: palangre de Uruguay, palangre de Brasil, palangre japonés, palangre de Taipeí Chino y palangre español. Los puntos de datos del índice se ponderaron por la captura, por el esfuerzo o igualmente. Los datos de captura son incompletos para la mayor parte de la historia de la pesquería. Por lo tanto, varios ensayos utilizaron una versión del modelo BSP que puede ajustarse a una serie de datos de esfuerzo de palangre en lugar de a la captura en la primera parte

de la serie temporal. Se utilizó el análisis bayesiano de decisión para examinar la sostenibilidad de los diversos niveles de captura futura en el marcado de cada escenario de captura o de esfuerzo. Se presentaron también diagramas de Kobe.

Las especificaciones completas del modelo inicial se detallan en el documento SCRS/2015/150. . Se asumió que el primer año de la pesquería era 1957 en el norte y 1971 en el sur, en coherencia con la evaluación de 2008. Los datos de captura calculados en la reunión de preparación de datos incluían las capturas declaradas de Tarea I, las capturas deducidas a partir de los ratios entre la captura de tintorera y la captura de túnidos y las capturas estimadas en base a las tasas de captura y esfuerzo y estaban disponibles desde 1971 en ambas regiones. Para la población del Atlántico norte, las capturas se estimaron a partir del esfuerzo para los años 1957 a 1970. Para ambas regiones, en un ensayo del modelo alternativo, las capturas se estimaron a partir del esfuerzo hasta 1996 inclusive, basándose en el supuesto de que las capturas desde 1997 hasta 2013 son las más fiables. Los puntos de datos de la CPUE se ponderaron bien por la captura relativa en cada flota o bien por el esfuerzo relativo en cada flota o todos los puntos de datos se ponderaron igualmente. En otro ensayo del modelo, se utilizó un índice combinado calculado ponderando la captura en lugar de ajustar cada serie de manera independiente.

Las distribuciones previas se establecieron de la siguiente manera. La ratio de biomasa inicial (B_0/K) era lognormal con una media de 1,0 y un CV de 0,2 limitado entre 0,2 y 1,1. La distribución previa para K del caso base era uniforme en $\log(K)$ y el valor máximo de K se aumentó hasta que ya no influía en la distribución posterior (5,0E7 en el norte y 1,0E8 en el sur). Las distribuciones previas para r eran lognormales, para el norte con una mediana de 0,324 y una desviación estándar de 0,043 (varianza logarítmica=0,0173) y, para el sur, con una mediana de 0,218 y una desviación estándar de 0,0719 (varianza logarítmica=0,106) (basado en el SCRS/2015/142). En ambas regiones, r se limitó entre 0,001 y 2. Si se estimaba la desviación estándar residual, se le aplicó una distribución previa uniforme no informativa de entre 1,0E-5 y 100. Si se utilizaba el esfuerzo para deducir las capturas, la capturabilidad q_c recibía una distribución previa uniforme de entre 1,0E-9 y 0,1. B_{RMS}/K se estableció en 0,5 para todos los ensayos.

En la reunión se llevaron a cabo, a petición del Grupo, ensayos adicionales del modelo BSP, todos ellos variaciones del modelo inicial (**Tabla 4**). Para el norte, incluían un ensayo que empezaba en 1971 en lugar de en 1957 para no usar datos de esfuerzo, y un ensayo con un error de proceso con una desviación estándar (sigma) de 0,05. Los modelos con error de proceso se ejecutaron utilizando el software BSP2, que es una versión alternativa del software de BSP (SCRS/2013/100). Además, el modelo sin error de proceso se aplicó a cada índice de forma independiente. Para el sur (**Tabla 4**), los ensayos adicionales del modelo incluían uno sin el índice de CPUE brasileño, uno con el índice brasileño separado en el año 2002, dos con error de proceso y ensayos para cada índice por separado. Para evaluar por qué el modelo de producción de estado-espacio en JAGS y el modelo BSP estaban produciendo resultados diferentes, a pesar de usar las mismas ecuaciones para la dinámica de la población, distribuciones previas y verosimilitudes, se llevaron a cabo ensayos pre-datos post-modelo (PMPD). Los ensayos PMPD utilizaban datos de CPUE no informativos (un punto único en cada serie) para evaluar las implicaciones de la estructura del modelo, las distribuciones previas y la serie temporal de captura para las distribuciones posteriores de cada parámetro. En la **Tabla 4**, el ensayo S-PMPD1 utilizaba el software BSP2, con un CV de la distribución previa para $B[1]/K$ de 0,01 y una distribución previa para r revisada (media=0,38 y log-sd=0,326, véase el **Apéndice 5**). El ensayo S-PMPD2 utilizaba JAGS, con la distribución previa para r del caso base a partir del modelo de estado-espacio (media = 0,21, log-sd=0,07), con un CV de la distribución previa para $B[1]/K$ de 0,001, y un valor mínimo permisible de B/K igual a 0,01. El ensayo S-PMPD3 utilizaba JAGS con una distribución previa para r revisada, un CV de la distribución previa de $B[1]/K$ de 0,2 y el B/K mínimo igual a 0,001.

3.2 Modelos estructurados por edad basados en la talla: Stock Synthesis

El documento SCRS/2015/151 presentaba los ensayos preliminares del modelo Stock Shynthesis (SS3) para la tintorera del Atlántico norte basados en los datos de la captura disponible, la CPUE, la composición por tallas, y el ciclo vital recopilados por el Grupo de especies de tiburones. Se implementó un modelo de sexos combinados para reducir la complejidad del modelo. Se asumió una relación stock reclutamiento de Beverton-Holt. La inclinación de la relación stock reclutamiento y la mortalidad natural por edad se fijaron en valores estimados independientemente. Sin embargo, varios de los ensayos preliminares del modelo tuvieron como resultado un diagnóstico de convergencia irrazonable, y los resultados del modelo parecían ser sensibles a las ponderaciones asignadas en la verosimilitud del modelo a los datos de composición por tallas (tamaño de la muestra) relativos a los datos de la CPUE (ponderación por el inverso del CV). Dos ensayos preliminares del modelo que utilizaban factores de multiplicación para reducir el tamaño de la muestra de entrada asignado a los datos de composición por tallas en la verosimilitud del modelo, tuvieron como resultado diagnóstico de convergencia razonables. Los ajustes de los modelos a los datos de composición por tallas y de CPUE fueron similares para ambos. Ambos modelos tuvieron como resultado un tamaño del stock reproductor y tasas de mortalidad por pesca sostenibles respecto al rendimiento máximo sostenible. El modelo con un tamaño de la muestra relativamente menor asignado a los datos de composición por tallas tuvo como resultado un tamaño del stock relativamente más mermado.

El Grupo reconoció el exhaustivo trabajo llevado a cabo para preparar el modelo stock Synthesis para esta especie por primera vez en el Atlántico norte, y señaló la importancia de esta etapa inicial con futuros fines de evaluación. Basándose en las series temporales de datos de captura disponibles, el año de inicio del modelo era 1971, y el año final, 2013. Se obtuvo la captura en toneladas métricas por pabellón principal para la tintorera del Atlántico norte a partir de los datos recopilados durante la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015 y se asignó a las "flotas" F1-F9. La captura en equilibrio (Captura eq.=17.077 t) al inicio de la pesquería (1970) se obtuvo a partir de una media de los diez años posteriores (1971 a 1980) para las flotas F1 (UE-España+Portugal) + F2 (Japón) + F3 (Taipei Chino). Se obtuvieron también los índices de abundancia para la tintorera del Atlántico norte y sus correspondientes coeficientes de variación (CV) a partir de los datos recopilados durante la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015 (**Tablas 1 y 2**), excepto para las series actualizadas de la pesquería de recreo de Irlanda y la de Taipei Chino, que fueron presentadas por separado. Los índices de abundancia disponibles y sus CV asociados se asignaron a las "encuestas" S1-S10.

Los datos de composición por tallas para la tintorera del Atlántico norte (35-390 cm FL, en intervalos de 5 cm FL) se obtuvieron a partir de los datos recopilados durante la reunión de preparación de datos de 2015 de tintorera, tal y como especifica el documento SCRS/2015/039 (Coelho *et al.* 2015), para la UE (UE-España+UE-Portugal, 1993-2013), JPN (Japón, 1997-2013), TAI (Taipei Chino, 2004-2013), Estados Unidos (1992-2013), VEN (Venezuela, 1994-2013) y se asignaron a las "flotas" F1-F9 y las "prospecciones" S1-S10. El intervalo se aumentó hasta 10 cm FL porque un patrón irregular en las composiciones de tallas de algunas fuentes de datos (TAI y VEN) indicaba que las tallas podrían no haberse medido en una resolución de 5 cm FL. Las distribuciones de tallas finales utilizadas en el modelo SS3 se presentan en la **Figura 1**. Los datos de composición por tallas para machos y hembras se combinaron posteriormente para usarlos en los ensayos preliminares del modelo SS3 con el fin de reducir la complejidad del modelo preliminar.

Los datos de entrada del ciclo vital se obtuvieron a partir de los datos reunidos en la Reunión intersesiones del Grupo de especies sobre tiburones de 2014 (Anon. 2015) y a partir de la información adicional presentada durante la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015, tal y como explica el documento SCRS/2015/042. La edad máxima se fijó en 16. Se asumió que el crecimiento en la talla por edad seguía una relación de crecimiento tipo von Bertalanffy (VBG). Se definieron en total 71 intervalos de talla de la población (35 – 385+ cm FL, intervalos de 5 cm FL). Se implementó un modelo de sexos combinados calculando la talla media específica del sexo de VBG en la edad 0 (*L_{Amin}* combinada, 62,3 cm FL), la *L_{inf}* media específica del sexo de VBG (*L_{inf}* combinada = 296,0) y el coeficiente de crecimiento medio específico del sexo de VBG (*k* combinado = 0,16). La distribución de la talla media en cada edad se modeló como una distribución normal, y el CV en la talla por edad media se modeló como una función lineal de la talla. Los CV en la talla por edad se fijaron en 0,15 para *L_{Amin}* y en 0,12 para *L_{inf}*, y se interpolaron linealmente entre *L_{Amin}* y *L_{inf}*. Se utilizó una relación talla-peso de sexos combinados para convertir la talla del cuerpo (cm FL) al peso del cuerpo (kg).

La inclinación de la relación stock-reclutamiento (*h*) y la mortalidad natural por edad (*M_a*) se obtuvieron a partir de los resultados preliminares basados en métodos de estimación basados en parámetros poblacionales invariables descritos aparte en el documento SCRS/2015/142. Se asumió una relación stock reclutamiento de Beverton-Holt. El parámetro de inclinación, *h*, se fijó en la media de la distribución de los valores de inclinación obtenidos a partir de métodos de estimación basados en parámetros poblacionales invariables (*h* = 0,73). De forma similar, se calculó la supervivencia específica de cada sexo en cada edad como la media de la distribución en la supervivencia por edad, *S_a*, obtenida a partir del documento SCRS/2015/142. La mortalidad natural por edad específica de cada sexo se obtuvo posteriormente como $-\ln(S_a)$. La mortalidad natural de sexos combinados se calculó posteriormente como la mortalidad media de los machos y las hembras en cada edad.

En total, se llevaron a cabo 6 ensayos preliminares del modelo para explorar la sensibilidad del modelo a la ponderación del componente de verosimilitud (**Tabla 5**). Para el ensayo preliminar 1, los tamaños de muestra observados (el número de tiburones medidos) obtenidos a partir de las composiciones por tallas disponibles (flotas F1-F5) se utilizaron directamente en los cálculos de la varianza de la verosimilitud del modelo para "ponerar" los datos de composición por tallas. Los CV observados obtenidos a partir de los índices de abundancia disponibles (prospecciones S1-S10) se utilizaron en la verosimilitud del modelo como "ponderaciones" por el inverso del CV para los índices de abundancia (SCRS/2015/151). El ensayo preliminar 2 era el mismo que el ensayo preliminar 1 excepto en que se aplicó un CV constante del 20% como ponderación por el inverso del CV al índice de abundancia obtenido mediante la prospección S9 (ESP-LL-N). El ensayo preliminar 3 era el mismo que el ensayo preliminar 2 excepto en que el tamaño de la muestra de la composición por tallas de entrada se fijó en un máximo de 200. El ensayo preliminar 4 era el mismo que el ensayo preliminar 2 excepto en que los tamaños de la muestra para los datos de composición por tallas de entrada para las flotas F1-F5 se ajustaron con factores de multiplicación del ajuste de la varianza (0,01, 0,01, 0,1, 0,1, 0,1, respectivamente) para que los tamaños de muestra efectivos de las flotas F1-F5 fueran aproximadamente iguales

a 50-200. El ensayo preliminar 5 era el mismo que el ensayo preliminar 2 excepto en que los tamaños de la muestra para los datos de composición por tallas de entrada para las flotas F1-F5 se ajustaron con factores de multiplicación del ajuste de la varianza (0,0184, 0,0478, 0,0261, 0,1373, 0,2236, respectivamente) para que los tamaños de muestra efectivos de las flotas F1-F5 fueran aproximadamente iguales al tamaño de muestra efectivo obtenido a partir de los resultados de Stock Synthesis (SCRS/2015/151). El ensayo preliminar 6 era el mismo que el ensayo preliminar 2 excepto en que los tamaños de la muestra para los datos de composición por tallas de entrada para las flotas F1-F5 se ajustaron con factores de multiplicación del ajuste de la varianza (0,0019, 0,0047, 0,0046, 0,0573, 0,0403, respectivamente) para que los tamaños de muestra efectivos de las flotas F1-F5 fueran aproximadamente iguales al tamaño de muestra efectivo obtenido a partir del programa r4ss (SCRS/2015/151).

El Grupo discutió algunos aspectos de los datos de distribución por tallas que parecían influir en los resultados del modelo. Un aspecto eran las distribuciones bimodales de algunas composiciones de tallas (especialmente UE-PRT+UE-ESP y JPN) dentro del Atlántico norte (norte de 30°N). Las tintoreras de menor tamaño parecen predominar al norte de 30°N, mientras que las de más tamaño predominan al sur de 30°N. Separar los datos de datos de talla al norte y al sur de 30°N eliminaba gran parte de la distribución bimodal de estas flotas (**Figura 2**).

Al comparar los ensayos preliminares del modelo SS3, el Grupo indicó que la ponderación asignada a los datos de talla de la UE en el modelo tenía una gran influencia en los resultados del modelo (Ensayo 4 y Ensayo 6). Esto parece estar sucediendo a causa de la distribución bimodal de los datos (especialmente UE-PRT+UE-ESP, pero también Japón) y al hecho de que con el Ensayo 4, el modelo predecía más captura de juveniles mientras que con el modelo 6 predecía más captura de adultos. Dado que la flota de la UE es responsable de ~82% de la captura, y que la composición por tallas bimodal de UE-PRT+UE-ESP no está bien ajustada en ninguno de los modelos actuales, el ajuste a los datos de talla en el modelo podría mejorarse en evaluaciones futuras separando las capturas de tintorera del Atlántico norte (especialmente UE-PRT+UE-ESP pero también JPN) en regiones geográficas que tengan composiciones por tallas similares (por ejemplo, al norte y al sur de 30°N).

En general, el Grupo discutió la importancia relativa de los índices de CPUE frente a los datos de composición por tallas en el modelo. Por una parte, la inclusión de los datos de talla en el modelo SS3 representa un paso adelante en términos de modelación del stock. Por otra parte, de acuerdo con el método propuesto por Francis (2011), por lo general, no se recomienda dejar que los datos de composición por tallas ejerzan una mayor influencia en la estimación de las cantidades globales (R_0) en el modelo que los índices de CPUE. Existe el peligro de que el modelo, en un intento de mejorar el ajuste a los datos de composición por tallas, pueda producir ajustes pobres en relación con los índices de CPUE, por lo que es necesaria una ponderación adecuada. En términos simples, las diferencias aparentes entre los ensayos preliminares 4 y 6 están relacionadas con la forma en que el modelo SS3 está intentando equilibrar el ajuste entre las composiciones por talla (que relativamente tienen más influencia en el ensayo 4) y los índices de CPUE (que relativamente son más influyentes en el ensayo 6).

Se indicó que, en el futuro, es importante considerar diversos escenarios, como un modelo específico del sexo, desgregado espacialmente. El Grupo debatió si explorar las distribuciones de frecuencias de tallas para aportar información a la separación de las capturas por área en el modelo (por ejemplo usando un análisis de árbol de regresión). Esto puede utilizarse para investigar cómo están relacionadas las diferentes flotas basándose en zonas geográficas con datos disponibles de composición por tallas similares. El Grupo indicó también que aparte de la estructura espacial de las tallas, algunas de las diferencias observadas entre las flotas de Japón y la Unión Europea se deben también a los distintos tipos y tamaños de anzuelos utilizados, así como a la profundidad a la que se cala el arte pesquero.

El Grupo sugirió también que, teniendo en cuenta estos nuevos conocimientos sobre la distribución espacial de tallas de la tintorera y las consiguientes dificultades a la hora de ajustar los modelos de producción a esta especie, este tipo de modelos integrados que pueden utilizar los datos de distribución de tallas se exploren en el futuro para el Atlántico sur. Se confirmó que la cobertura de los datos de talla en el Atlántico sur es también buena, y que dichos datos de talla pueden prepararse e integrarse en el modelo SS3 en el futuro.

Se desarrolló el ensayo de sensibilidad 1 para evaluar la influencia de los diferentes componentes de datos en la estimación de verosimilitud máxima del reclutamiento en equilibrio (R_0) para el ensayo preliminar 6. Se calculó el perfil de la verosimilitud de R_0 para el ensayo preliminar 6 en valores fijos del reclutamiento en equilibrio (R_0) en ambos lados de la estimación de verosimilitud máxima (8,8) para los componentes de datos de la composición por tallas y del índice de abundancia. Un examen del diagrama del perfil de la verosimilitud de R_0 para el ensayo preliminar 6 del Grupo indicaba que los datos de composición por tallas de la flota F1 (UE-Portugal y UE-España) y el índice de abundancia S10 (CTP-LL-N) tenían gran influencia, relativamente, en la verosimilitud del

modelo. Para el ensayo de sensibilidad 1, se modificó el ensayo del modelo utilizado para el ensayo preliminar 6 fijando la selectividad de la flota F1 en su valor estimado y haciendo desaparecer los ajustes a los datos de composición por tallas de F1 y a los datos del índice de abundancia S10 en el modelo.

El ensayo de sensibilidad 2 utilizaba un diagnóstico del modelo de producción estructurado por edad para evaluar la influencia de las desviaciones del reclutamiento y los datos de composición por tallas en los ajustes del modelo a los índices de abundancia. A partir del ensayo preliminar 6 se desarrolló un modelo de producción estructurado por edad de la siguiente manera. Se ejecutó el modelo plenamente integrado (ensayo preliminar 6) para obtener las estimaciones de verosimilitud máxima (MLE) de todos los parámetros. Se volvió a ejecutar el modelo (ensayo de sensibilidad 2) con los parámetros de la curva de selectividad fijados en los estimados a partir del modelo plenamente integrado. Las desviaciones del reclutamiento anual no se estimaron y se fijaron en cero, y los datos de composición por tallas no se utilizaron.

3.3 Otros métodos

Se utilizó un análisis de conglomerados jerárquico (Murtagh y Legendre, 2014) para agrupar los índices de CPUE utilizados en el modelo de dinámica de biomasa de las evaluaciones del Atlántico norte y sur. No es raro que los índices contengan información contradictoria y por lo tanto a menudo el ajuste implica ponderar tendencias contradictorias que generalmente producen estimaciones de parámetros intermedias respecto a las obtenidas individualmente a partir de los conjuntos de datos. Por tanto, los perfiles de verosimilitud se calcularon por componentes de datos (es decir, series de CPUE) para evaluar la información por serie.

4 Resultados de la situación del stock

En el Atlántico norte, las capturas alcanzan un máximo en 1987, desciden hasta los 2000 y posteriormente aumentan. Los índices muestran una tendencia relativamente plana a lo largo de toda la serie, con una elevada varianza. En el Atlántico sur, las capturas aumentan gradualmente hasta alcanzar un máximo en 2010. El índice de palangre japonés desciende en los 70 y los 80, pero todos los demás índices bien son planos o aumentan a lo largo de la serie temporal. La pesquería brasileña de palangre, en particular, aumenta enormemente durante los años recientes en los que la captura también aumenta. Las tendencias de los índices de CPUE y de captura para el Atlántico norte y sur se presentan en la **Figura 3**.

4.1 Modelos de producción

Modelo de producción excedente bayesiano de estado espacio

Los índices de CPUE predichos para cada modelo se compararon con la CPUE observada para determinar el ajuste del modelo. En general, los ajustes de la CPUE para todos los modelos eran relativamente planos, lo que indica una falta de ajuste, tal y como se presenta aquí utilizando los resultados del modelo M4 (**Figura 4**) (véase el **Apéndice 4**). El diagrama de la función de autocorrelación indicaba un intervalo de raleo de 100, que era lo suficientemente amplio para solucionar la correlación potencial en los ensayos de MCMC. La inspección visual de los diagramas de los principales parámetros presentaba una buena mezcla de las tres cadenas (es decir, moviéndose alrededor del parámetro espacio), indicativa también de la convergencia de las cadenas de MCMC. Las únicas inquietudes eran la evidencia de una fuerte autocorrelación y de una mezcla bastante escasa en las distribuciones posteriores del psi de la merma estimada de la biomasa inicial en los modelos M1 y M2.

Los diagramas de las densidades posteriores de los parámetros del modelo se presentan en el **Apéndice 4**, junto con sus respectivas densidades previas. En la **Tabla 6** se presentan resúmenes de los cuantiles posteriores de los parámetros y de las cantidades del interés para la ordenación de cada modelo. La trayectoria estimada de los diagramas de B/B_{RMS} y H/H_{RMS} mostraba que la situación del stock de tintorera del Atlántico sur a lo largo del plazo del modelo (1971-2013) es muy sensible a cambios en los valores utilizados para corregir el error de proceso, así como al CV atribuido a la serie temporal de CPUE (**Figura 5**).

Modelo de producción excedente bayesiano

Para el Atlántico norte, los modelos estimaban de forma coherente una distribución posterior para r que era similar a la distribución previa, y una distribución posterior para K que tenía una larga cola a la derecha con una media y un CV altos (**Tabla 7**). La trayectoria estimada de la biomasa permanecía cercana a K para la mayoría de los ensayos, y la tasa de captura estimada era baja (**Figura 6**). La inclusión del error de proceso (ensayo N8) no mejoraba los resultados. Cuando se ajustaba cada índice por separado (**Tabla 8** y **Figura 7**), la media de la distribución posterior de K variaba, pero los CV eran grandes, lo que implica que ninguno de los índices era particularmente informativo acerca del valor de K . Véase el **Apéndice 5** para más detalles sobre todos los ensayos del modelo BSP.

Para el Atlántico sur, debido al hecho de que los índices aumentaban mientras las capturas eran elevadas y ascendentes, el modelo no pudo estimar valores plausibles de K (**Tabla 9**). Sin error de proceso, las medias de las distribuciones posteriores de K oscilaban entre 20 y 50 millones. Con error de proceso (ensayos S9 y S10), las medias de las distribuciones posteriores eran de menor magnitud. Todos los ensayos hallaron que la población ha permanecido cerca de K con bajas tasas de captura (**Tabla 9** y **Figura 8**). Dejar fuera o separar el índice de Brasil (ensayos S7 y S8) no mejoraba los resultados. Cuando todos los índices se ejecutaban por separado, los resultados eran similares a los resultados con todos los índices juntos (**Tabla 10** y **Figura 9**).

Los modelos BSP produjeron de forma coherente medias y CV de K mucho mayores que el modelo de producción excedente bayesiano estado-espacio implementado en JAGS (véase la sección anterior). Los ensayos pre-datos post-modelo, tanto en JAGS como en BSP, demostraron que diferencias muy pequeñas en los supuestos del modelo provocan grandes diferencias en los resultados del modelo a falta de datos informativos (**Tabla 11** y **Apéndice 5**). Debido a la correlación entre la ratio de la biomasa inicial ($B[1]/K$), K y r , utilizar una distribución previa muy informativa para la ratio de biomasa inicial, favorece valores menores de K (S-PMPD2 frente a S-PMPD3). Cambios ligeros en la distribución previa de r influyen también en la distribución posterior de K a falta de datos. Además, los modelos JAGS establecen una B/K igual al valor mínimo (por ejemplo, 0,01 o 0,001) si se considera que los valores de los parámetros son la causa del colapso de la población, mientras que los BSP producen valores de parámetros que causan el colapso de la población. Estas pequeñas diferencias en los supuestos del modelo no supondrían una diferencia si los datos fueran informativos, sin embargo, con datos no informativos e incoherentes, los supuestos del modelo influyen en los resultados.

4.2 Stock Synthesis (SS)

Varios de los ensayos preliminares del modelo tuvieron como resultado un diagnóstico de convergencia irrazonable, y los resultados del modelo parecían ser sensibles a las ponderaciones asignadas en la verosimilitud del modelo a los datos de composición por tallas (tamaño de la muestra) respecto a los datos de la CPUE (ponderación por el inverso del CV). Dos ensayos preliminares del modelo que utilizaban factores de multiplicación para reducir el tamaño de la muestra de entrada asignado a los datos de composición por tallas en la verosimilitud del modelo (ensayos preliminares 4 y 6), tuvieron como resultado diagnóstico de convergencia razonables, que se describen a continuación. Los ajustes del modelo a los datos de CPUE y de composición por tallas eran similares para ambos modelos y ambos modelos tuvieron como resultado un tamaño del stock reproductor y tasas de mortalidad por pesca sostenibles respecto al rendimiento máximo sostenible. El modelo con un tamaño de la muestra relativamente menor asignado a los datos de composición por tallas tuvo como resultado un tamaño del stock relativamente más mermado. Sin embargo, los ajustes del modelo a la composición por tallas eran insuficientes para los datos de la composición por tallas anual, para los que había un fuerte patrón bimodal. Esto está relacionado con la segregación espacial de la población. Se sugirió que se debería trabajar más para mejorar los ajustes a los datos de composición por tallas antes de utilizar el modelo para desarrollar el asesoramiento de ordenación.

Diagnósticos de convergencia

Los ensayos preliminares 1-3 y 5 tenían diagnósticos pobres de convergencia del modelo, que fueron interpretados como un diagnóstico de posibles problemas con los datos o con la estructura asumida del modelo. Por consiguiente, no se presentaron los resultados para los ensayos preliminares 1-3 y 5. Los ensayos preliminares 4 y 6 tenían diagnósticos de convergencia razonables, pero el ensayo 6 tenía los mejores diagnósticos de convergencia. Por consiguiente, solo se presentaron los resultados para los ensayos preliminares 4 y 6. La principal diferencia entre los ensayos preliminares 4 y 6 era que en el ensayo preliminar 6 los datos de composición por tallas tenían relativamente menos peso en la verosimilitud del modelo.

Ajustes del modelo

Los ajustes del modelo a las series temporales de abundancia y de composición por tallas eran similares para los ensayos preliminares 4 y 6. El modelo ajusta bien las tendencias de abundancia y se encontraba dentro de la mayoría de los intervalos de confianza del 95% anuales para muchos índices de abundancia, incluido S3 (JPLL-N-e), S4 (JPLL-N-l), S6 (US-Obs-cru), S7 (POR-LL) y S9 (ESP-LL-N) (**Figuras 10 y 11**). El modelo se ajusta razonablemente bien a las tendencias observadas para el índice de abundancia S2 (US-Obs) pero se encontraba a menudo fuera de los intervalos de confianza anuales del 95%. La abundancia predicha era plana para los índices de abundancia S8 (VEN-LL) y S10 (CTP-LL-N), probablemente a causa de grandes intervalos de confianza del 95% para S8 y de elevadas fluctuaciones interanuales en los primeros años para S10. Los índices S1 (US-Log) y S5 (IRL-Rec) solo se incluyeron en el modelo con fines de exploración, no se ajustaron en la verosimilitud del modelo ($\lambda = 0$) y no tuvieron influencia en los resultados del modelo o en los valores predichos. Los ajustes del modelo a la composición por tallas fueron razonables para los datos agregados (**Figura 12**).

Reclutamiento, mortalidad por pesca y tamaño del stock reproductor

El reclutamiento previsto a partir de la relación stock reclutamiento difería sustancialmente entre el ensayo preliminar 4 y el ensayo preliminar 6. Sin embargo, basándose en los diagnósticos del modelo había muy poca información en los datos para estimar el reclutamiento. La mortalidad por pesca prevista y el tamaño del stock reproductor previsto diferían también sustancialmente entre el ensayo preliminar 4 y el ensayo preliminar 6. La biomasa prevista del stock reproductor era sustancialmente más grande para el ensayo preliminar 4 que para el ensayo preliminar 6. Las tasas previstas de explotación eran superiores para el ensayo preliminar 6 que para el ensayo preliminar 4.

Estado del stock

Tanto el ensayo preliminar 4 como el ensayo preliminar 6 tuvieron como resultado un tamaño del stock reproductor y tasas de mortalidad por pesca sostenibles respecto al rendimiento máximo sostenible (**Figuras 13 a 15**). Sin embargo, el ensayo preliminar 6 (el ensayo del modelo en el que los datos de composición por tallas tenían relativamente menos peso en la verosimilitud del modelo) tuvo como resultado un tamaño del stock relativamente más mermado en comparación con el ensayo preliminar 4 (**Figuras 13 a 15**).

Ensayos de sensibilidad

Los perfiles de la verosimilitud de R_0 del ensayo de sensibilidad 1 se compararon con los obtenidos para el ensayo preliminar 6. Los datos de composición por tallas tenían relativamente más influencia en la estimación de la verosimilitud máxima que los datos del índice de abundancia en el ensayo preliminar 6. Por el contrario, los datos de composición por tallas tenían aproximadamente la misma influencia en la estimación de la verosimilitud máxima que los datos del índice de abundancia en el ensayo preliminar 1 (**Figura 16**). Se obtuvieron resultados similares para los componentes de tallas individuales y los de datos del índice de abundancia (**Figura 17**). Sin embargo, la localización de los valores mínimos del perfil de la verosimilitud de R_0 difería entre los componentes de datos de composición por tallas y del índice de abundancia total y entre los componentes de datos del índice de abundancia individual (**Figura 18**).

Los diagramas del perfil de la verosimilitud de R_0 se consideraron un diagnóstico útil para evaluar la influencia de los diferentes componentes de datos sobre la estimación de la verosimilitud máxima del reclutamiento en equilibrio, R_0 , un parámetro importante que determina el tamaño absoluto de la población (escala) en el modelo integrado. De forma ideal, los datos de composición por tallas no deberían prevalecer sobre los datos del índice de abundancia en la verosimilitud del modelo (es decir, el enfoque de Francis).

Los ajustes del ensayo de sensibilidad 2 a cada índice de abundancia se compararon con los obtenidos para el ensayo preliminar 6. Las series temporales predichas de la abundancia relativa obtenida para el ensayo de sensibilidad 2 eran planas y diferían significativamente de las obtenidas para el ensayo preliminar 6. Se presenta un ejemplo para el índice de abundancia para S7 (POR-LL, **Figura 19**). Los ajustes relativamente más pobres a los índices de abundancia observados para el ensayo de sensibilidad 2 indicaban que la inclusión de los datos de talla y la estimación en las desviaciones del reclutamiento eran necesarias para ajustar las tendencias de abundancia relativa de forma precisa. En teoría, el modelo de producción estructurado por edad (ensayo de sensibilidad 2) debería poder seguir las tendencias en la abundancia relativa. Por consiguiente, los resultados de este análisis de sensibilidad podrían indicar que los índices de CPUE no aportaban información suficientemente.

4.3 Otros modelos

Los índices de CPUE utilizados en los modelos de evaluación de dinámica de biomasa (es decir, producción) para el Atlántico norte y sur se presentan en las **Figuras 20 y 21**. No es raro que los índices contengan información contradictoria, en cuyo caso, ajustar múltiples índices implica ponderar tendencias contradictorias, que generalmente producen estimaciones de parámetros intermedias respecto a las que se obtendrían si los conjuntos de datos se ajustaran individualmente. Se utilizó un análisis de conglomerados jerárquico (Murtagh y Legendre, 2014) para agrupar la serie de CPUE (**Figuras 22 y 23**). Posteriormente, se calcularon los perfiles de la verosimilitud para cada serie de CPUE (componente de datos) basándose en un ajuste a todos los índices (SCRS/2015/073). La **Figura 24** muestra los perfiles de r para el norte y la **Figura 25** muestra los perfiles de r para el sur. En el caso del Atlántico norte, solo un índice presenta un máximo, para el Atlántico sur, ningún perfil presenta un máximo, es decir, r es bien mayor o bien menor que la estimación obtenida ajustando todos los índices simultáneamente. Se llevó a cabo un ensayo adicional eliminando la serie de CPUE de Taipeí Chino y Venezuela (**Figura 26**).

Cuando los índices de CPUE son contradictorios, incluirlos en una única evaluación (explícitamente o después de combinarlos en un solo índice) tiende a producir estimaciones de parámetros intermedias respecto a las que se obtendrían individualmente a partir de los conjuntos de datos. Schnute y Hilborn (1993) demostraron que los valores de parámetros más probables no son generalmente intermedios, sino que se producen en uno de los extremos aparentes. Incluir índices contradictorios en un escenario de evaluación de stock podría tener también como resultado valores residuales que no estén distribuidos idéntica e independientemente (IID) y por ello procedimientos como el bootstrap no pueden usarse para estimar la incertidumbre en los parámetros. Una alternativa es asumir que los índices reflejan hipótesis acerca de estados de naturaleza y ejecutar escenarios para índices únicos o conjuntos de los mismos que representan una hipótesis común.

Se llevó a cabo un procedimiento jackknife para el Atlántico norte con el fin de evaluar la importancia de las observaciones individuales, es decir, eliminando por turnos puntos individuales de cada serie. Las estimaciones de los parámetros se muestran en las **Figuras 27 y 28**, los paneles presentan las estimaciones cuando se ha eliminado el punto de esa serie y el color corresponde a bloques de cinco años. Eliminar los puntos de algunos índices tiene un efecto importante (por ejemplo, ESP LL) y en algunos casos (por ejemplo, JP LL) la influencia de eliminar puntos depende del periodo en la serie temporal.

4.4 Síntesis de los resultados de la evaluación

Se hicieron progresos considerables en la integración de nuevas fuentes de datos (en particular de datos de talla) y en los enfoques de modelación (en particular la estructura del modelo). Se exploró la incertidumbre en los datos de entrada y en la configuración del modelo mediante análisis de sensibilidad, que revelaron que los resultados eran sensibles a supuestos estructurales de los modelos. Los modelos de producción tenían dificultades a la hora de ajustar las tendencias planas o ascendentes en las series de CPUE combinadas con capturas crecientes. En general, los resultados de la evaluación son inciertos (por ejemplo, el nivel de abundancia absoluta variaba en magnitud entre modelos con estructuras diferentes) y debería interpretarse con cautela.

Para el stock del Atlántico norte, los escenarios del BSP estimaban que el stock no estaba sobreexpresado ($B_{2013}/B_{RMS}=1,50$ a $1,96$) y que no se estaba produciendo sobreexpresión ($F_{2013}/F_{RMS}=0,04$ a $0,50$). Las estimaciones obtenidas con SS3 variaban más, pero aún así indicaban que el stock no estaba sobreexpresado ($SSF_{2013}/SSF_{RMS}=1,35$ a $3,45$) y que no se estaba produciendo sobreexpresión ($F_{2013}/F_{RMS}=0,15$ a $0,75$). La comparación de los resultados obtenidos en la evaluación realizada en 2008 con los obtenidos en esta evaluación revela que, a pesar de diferencias significativas entre los valores de entrada y los modelos utilizados, los resultados del estado del stock no cambian drásticamente ($B_{2007}/B_{RMS}=1,87$ - $2,74$ y $F_{2007}/F_{RMS}=0,13$ - $0,17$ para los ensayos del caso base de 2008 utilizando el BSP y un modelo de producción estructurado por edad sin captura).

Para el stock del Atlántico sur, los escenarios del BSP estimaban que el stock no estaba sobreexpresado ($B_{2013}/B_{RMS}=1,96$ a $2,03$) y que no se estaba produciendo sobreexpresión ($F_{2013}/F_{RMS}=0,01$ a $0,11$). La comparación de los resultados obtenidos en 2008 y los de esta evaluación indicaba que eran muy similares para el BSP ($B_{2007}/B_{RMS}=1,95$ y $F_{2007}/F_{RMS}=0,04$ para los ensayos del caso base de 2008). Las estimaciones obtenidas con el BSP de estado-espacio eran generalmente menos optimistas, especialmente cuando no se incluía el error de proceso, indicando que el stock podría estar sobreexpresado ($B_{2013}/B_{RMS}=0,78$ a $1,29$) y que podría estar produciendo sobreexpresión ($F_{2013}/F_{RMS}=0,54$ a $1,19$).

5 Proyecciones

Debido a la dificultad de determinar la situación actual del stock, en particular la abundancia absoluta de la población, el Grupo consideró que no era adecuado realizar proyecciones cuantitativas de la condición futura del stock basándose en los escenarios (ensayos) considerados en la reunión.

6 Recomendaciones

6.1 Investigación y estadísticas

- Los científicos nacionales deberían considerar utilizar los datos disponibles de marcado-recaptura y de lecturas de edad para mejorar las estimaciones de crecimiento para el Atlántico norte.
- Implementaciones futuras del modelo Stock Synthesis para la tintorera deberían investigar la incorporación de datos de marcado-recaptura para el Atlántico norte. Estos datos son especialmente valiosos porque cubren la parte tanto oriental como occidental del océano y, por tanto, podrían representar una gran parte del stock del Atlántico norte. Los datos podrían ser informativos en cuanto a mortalidad.
- El Grupo solicitó que, cuando sea posible, la estimación de la nueva EFFDIS se haga a nivel de flotas para tener en cuenta las características específicas de la flota.
- La identificación de qué índices de CPUE son adecuados para las evaluaciones de stock debería realizarla el Grupo antes de la evaluación, idealmente antes del fin de la reunión de preparación de datos, si la hay. Esto debería realizarse utilizando las directrices elaboradas por el WGSAM en el contexto de los modelos de evaluación a utilizar. De forma ideal, para ayudar a elegir hipótesis alternativas acerca de los índices de CPUE, los diagnósticos que se muestran en el SCRS/2015/073 deberían ejecutarse y estar disponibles durante la reunión de preparación de datos.
- Es mejor no combinar series de CPUE estandarizadas en índices combinados. Una mejor práctica sería considerar que los índices identificados como fiables para las evaluaciones de stock se consideran hipótesis alternativas y plausibles sobre la evolución de la abundancia. Sin embargo, los conjuntos de índices individuales indicativos de tendencias similares en la abundancia podrían usarse en los modelos de evaluación.
- Las implementaciones futuras de Stock Synthesis deberían considerar la estructura espacial en las flotas del stock septentrional con el fin de poder tener en cuenta las diferencias en la composición por tallas de los peces en las diferentes zonas. Esto permitiría también la estimación de diferencias en la selectividad para cada flota/área. Esto requerirá estimar índices de CPUE, la captura y las distribuciones de tallas específicos de zonas y flotas. De forma ideal, el modelo podría también separarse por sexos.
- Debería implementarse también Stock Synthesis para el stock del Atlántico sur. Esto requerirá un trabajo de preparación similar para desarrollar conjuntos de datos de entrada, al igual que se hizo para el stock septentrional.
- El SCRS debería considerar aportar más orientaciones sobre la relativa fiabilidad y coherencia de los distintos conjuntos de datos respecto a otros, teniendo en cuenta la biología de las especies y las pesquerías.
- El WGSAM debería elaborar unas directrices sobre cómo deberían implementar hipótesis alternativas con Stock Shynthesis los Grupos de especies del SCRS. De manera más específica, el WGSAM debería considerar orientar a los Grupos sobre cómo asignar factores de ajuste de la varianza y ponderaciones relativas (lambdas) a los diferentes datos de entrada de Stock Synthesis (distribuciones de datos de talla específicos de la flota, índices de abundancia relativa, etc.). El WGSAM debería elaborar también unas directrices sobre diagnósticos adecuados para Stock Synthesis (por ejemplo, perfiles de verosimilitud para R_0 para cada componente de datos, criterios de convergencia, sensibilidad al esquema de ajuste de la varianza, etc.).
- El WGSAM debería también elaborar unas directrices y unos criterios para evaluar la plausibilidad de los escenarios de los modelos, lo que incluye los diagnósticos del modelo que podrían conducir a aceptar o rechazar los resultados del modelo.
- Los desajustes entre la captura, los índices de CPUE y los parámetros biológicos para el stock meridional deberían investigarse más en el marco del SRDCP.

- El WGSAM debería evaluar las ventajas de incorporar el error de proceso en los modelos de dinámica de biomasa.
- El Grupo recomendó la evaluación de los métodos con escasez de datos y el uso de indicadores empíricos de las pesquerías como una alternativa a la evaluación de stock convencional. Dichos métodos deberían probarse utilizando la MSE.
- El Grupo recuerda la necesidad de seguir las directrices elaboradas por el WGSAM y adoptadas por el SCRS para desarrollar y presentar series de CPUE estandarizadas, en particular la información sobre los cambios en las prácticas pesqueras.
- Los científicos del SCRS deberían considerar su participación en el próximo Taller de ponderación de datos de CAPAM (19-23 de octubre de 2015, La Jolla, California, Estados Unidos).

6.2 Ordenación

- Teniendo en cuenta la incertidumbre en los resultados sobre la situación del stock del Atlántico sur, no es posible descartar que en años recientes el stock pueda haber estado en un nivel cercano a B_{RMS} y que la mortalidad por pesca se haya aproximado a F_{RMS} . Esto implica que futuros aumentos en la mortalidad por pesca podrían hacer que el stock esté tanto sobre pescado como experimentando sobre pesca. El Grupo recomienda, por tanto, que hasta que esta incertidumbre se haya resuelto, los niveles de captura no deberían aumentar respecto a los de años recientes.
- Basándose en los escenarios y modelos explorados, es poco probable que la situación del stock del Atlántico norte sea de sobre pescado ni de experimentando sobre pesca. Sin embargo, debido al nivel de incertidumbre, el Grupo no logró llegar a un consenso sobre una recomendación de ordenación específica. Algunos participantes manifestaron su opinión de que la mortalidad por pesca no debería aumentar, mientras que otros consideraban que esto no era necesario.

La incertidumbre en los resultados pone de relieve la necesidad de continuar haciendo un seguimiento de las pesquerías mediante observadores y programas de muestreo en puerto.

7 Otros asuntos

El Grupo recordó que, en 2014, se preparó una propuesta para la implementación del Programa de investigación y recopilación de datos sobre tiburones (SRDCP) y que posteriormente se obtuvo financiación para el primer año. La fase inicial de este programa se centra en aspectos biológicos pertinentes para la evaluación del stock de marrajo dientudo. El Grupo fue informado, tal y como se solicitó durante la reunión de preparación de datos de tintorera de 2015, de que las propuestas relacionadas con los componentes acordados del proyecto se habían enviado a la Secretaría. Estos componentes clave están relacionados con estudios genéticos, con análisis de edad y crecimiento y con el mercado. Estas propuestas han sido revisadas por el Presidente del Grupo, el Presidente del SCRS y la Secretaría y se ha aprobado su financiación. El Grupo manifestó la continuación de su apoyo a este Programa y su satisfacción por que se haya iniciado el trabajo propuesto.

8 Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado durante la reunión. El Dr. Cortés dio las gracias a los participantes y a la Secretaría por el duro trabajo realizado, así como al experto externo por sus importantes contribuciones a las discusiones del Grupo. La reunión fue clausurada.

Referencias

- Anon. 2015. 2014 Intersessional Meeting of the Sharks Species Group (*Piriapolis, Uruguay, 10-1 March 2014*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 71 (6): 2458-2550.
- da Silva C., Booth A.J., Dudley S.F.J., Kerwath S.E., Lamberth S.J., Leslie R.W., McCord M.E., Sauer W.H.H., Zweig T. 2015. The current status and management of South Africa's chondrichthyan fisheries. African Journal of Marine Science, 37 (2): 233-248 DOI: 10.2989/1814232X.2015.1044471
- Francis R.I.C.C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68: 1124–1138.
- Meyer R., Millar C.P. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 56: 1078–1086.
- Murtagh F., Legendre P. 2014. Wards hierarchical agglomerative clustering method: Which algorithms implement wards criterion? Journal of Classification, 31(3): 274–295.
- Schnute J.T., Hilborn R. 1993. Analysis of contradictory data sources in fish stock assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 50 (9): 1916-1923.

TABLEAUX

Tableau 1. Indices d'abondance des stocks de requin peau bleue de l'Atlantique Nord et Sud.

Tableau 2. Coefficients de variation (CV) pour les stocks de requin peau bleue de l'Atlantique Nord et Sud.

Tableau 3. Scénarios du modèle présentés au Groupe pendant la réunion d'évaluation, pour le modèle de production état-espace dans JAGS.

Tableau 4. Scénarios du modèle utilisant le logiciel du modèle de production excédentaire de type bayésien (BSP), BSP2 et une formulation alternative de JAGS utilisée pour tester le modèle. Les indices du cas de base étaient dans le Nord : US-Obs, JPPL-N-e, JPPL-N-l, US-Obs-cru, POR-LL, VEN-LL, ESP-LL-N, et CH-TA-LLN, et dans le Sud : UR LL, BR LL, JPPL-S-e, JPPL-S-l, ESP-LL-S, et CH-TA-LLS.

Tableau 5. Au total, six scénarios préliminaires du modèle SS3 ont été réalisés afin d'étudier la sensibilité du modèle à la pondération de la composante de vraisemblance.

Tableau 6. Résumés des quantiles a posteriori des paramètres pour les modèles M1 à M12 à partir du modèle de production état-espace. Les valeurs relatives à la biomasse sont en milliers de tonnes.

Tableau 7. Moyennes et CV des résultats du modèle à partir du modèle BSP. Résultats du modèle BSP pour l'Atlantique Nord. Les valeurs relatives à la biomasse sont en milliers de tonnes.

Tableau 8. Résultats du modèle BSP pour chaque flottille ajustée séparément, pour l'Atlantique Nord. Les valeurs relatives à la biomasse sont en milliers de tonnes.

Tableau 9. Résultats du modèle BSP pour l'Atlantique Sud. Les valeurs relatives à la biomasse sont en milliers de tonnes.

Tableau 10. Résultats du modèle BSP pour chaque flottille ajustée séparément, pour l'Atlantique Sud. Les valeurs relatives à la biomasse sont en milliers de tonnes.

Tableau 11. Résultats des scénarios de diagnostics « post-modèle, pré-données » pour l'Atlantique Sud, utilisant BSP et JAGS.

TABLAS

Tabla 1. Índices de abundancia para los stocks de tintorera del Atlántico norte y sur.

Tabla 2. Coeficientes de variación (CV) para los stocks de tintorera del Atlántico norte y sur.

Tabla 3. Ensayos del modelo presentados al Grupo durante la reunión de evaluación, para el modelo de producción de estado-espacio en JAGS.

Tabla 4. Ensayos del modelo utilizando el software del modelo bayesiano de producción excedente (BSP), BSP2, y una formulación alternativa de JAGS usada para probar el modelo. Los índices del caso base eran, en el norte: US-Obs, JPPL-N-e, JPPL-N-l, US-Obs-cru, POR-LL, VEN-LL, ESP-LL-N, y CH-TA-LLN, y en el sur: UR LL, BR LL, JPPL-S-e, JPPL-S-l, ESP-LL-S, y CH-TA-LLS.

Tabla 5. En total, se llevaron a cabo 6 ensayos preliminares del modelo SS3 para explorar la sensibilidad del modelo a la ponderación del componente de verosimilitud.

Tabla 6. Resumen de los cuantiles de parámetros posteriores para los modelos M1 a M12 a partir del modelo de producción de estado-espacio. Los valores relacionados con la biomasa están en miles de toneladas.

Tabla 7. Medias y CV de los resultados del modelo a partir del modelo BSP. Resultados del BSP para el Atlántico norte. Los valores relacionados con la biomasa están en miles de toneladas.

Tabla 8. Resultados del BSP para cada flota ajustada por separado para el Atlántico norte. Los valores relacionados con la biomasa están en miles de toneladas.

Tabla 9. Resultados del BSP para el Atlántico sur. Los valores relacionados con la biomasa están en miles de toneladas.

Tabla 10. Resultados del BSP para cada flota ajustada por separado para el Atlántico sur. Los valores relacionados con la biomasa están en miles de toneladas.

Tabla 11. Resultados de los ensayos de diagnóstico post-modelo pre-datos para el Atlántico sur, utilizando BSP y JAGS.

FIGURES

Figure 1. Distributions des tailles (classes de taille de 10 cm FL) pour UE (UE-Portugal + UE-Espagne), Japon, Taipei chinois, États Unis et Venezuela utilisées pour les modèles SS3 dans l'Atlantique Nord.

Figure 2. Distributions des tailles de UE-Portugal+UE-Espagne et Japon divisées à 30°N dans l'Atlantique Nord (Nord de 5°N).

Figure 3. Indices d'abondance et prises pour les stocks de requin peau bleue de l'Atlantique Nord et Sud.

Figure 4. Séries temporelles de la capture par unité d'effort observée (cercle) et prédictive (ligne continue) du requin peau bleue dans l'océan Atlantique Sud pour le modèle M4. La zone ombrée en gris indique un CI de 95%.

Figure 5. Diagramme de Kobe montrant les trajectoires estimées (1971-2013) de B/B_{PME} et H/H_{PME} pour les modèles M1 à M6.

Figure 5 (suite). Diagramme de Kobe montrant les trajectoires estimées (1971-2013) de B/B_{PME} et H/H_{PME} pour les modèles M7 à M12.

Figure 6. Biomasse estimée par rapport à B_{PME} (en rouge) et taux de capture par rapport au niveau de la PME (bleu), pour les scénarios du modèle BSP pour l'Atlantique Nord.

Figure 7. Ajustements de chaque série de CPUE séparément, pour le modèle BSP dans l'Atlantique Nord.

Figure 8. Biomasse estimée par rapport à B_{PME} (en rouge) et taux de capture par rapport au niveau de la PME (bleu), pour les scénarios du modèle BSP pour l'Atlantique Sud.

Figure 9. Ajustements de chaque série de CPUE séparément, pour le modèle BSP dans l'Atlantique Sud.

Figure 10. CPUE observée dans le scénario préliminaire 4 (cercles vides \pm intervalles de confiance de 95% postulant une erreur lognormale) et CPUE prédictive par le modèle (ligne bleue) pour l'ajustement des indices d'abondance dans la vraisemblance du modèle : S2 (US-Obs, en haut à gauche), S3 (JPLL-N-e, en haut à droite), S4 (JPLL-N-l, au milieu à gauche), S6 (US-Obs-cru, au milieu à droite), S7 (POR-LL, au milieu à gauche), S8 (VEN-LL, au milieu à droite), S9 (ESP-LL-N, en bas à gauche), et S10 (CTP-LL-N, en bas à droite).

Figure 11. CPUE observée dans le scénario préliminaire 6 (cercles vides \pm intervalles de confiance de 95% postulant une erreur lognormale) et CPUE prédictive par le modèle (ligne bleue) pour l'ajustement des indices d'abondance dans la vraisemblance du modèle : S2 (US-Obs, en haut à gauche), S3 (JPLL-N-e, en haute à droite), S4 (JPLL-N-l, au milieu à gauche), S6 (US-Obs-cru, au milieu à droite), S7 (POR-LL, au milieu à gauche), S8 (VEN-LL, au milieu à droite), S9 (ESP-LL-N, en bas à gauche), and S10 (CTP-LL-N, en bas à droite).

Figure 12. Compositions par taille annuelles agrégées prédictives (ligne) et observées (ombré) par le modèle (femelles + mâles) pour le scénario préliminaire 4 (panneau supérieur) et le scénario préliminaire 6 (panneau inférieur).

Figure 13. Estimation du taux d'exploitation total annuel en nombres (mortalité par pêche totale pour toutes les flottilles combinées) par rapport à la mortalité par pêche à PME (F/F_{PME}), obtenue des résultats de Stock Synthèse pour le scénario préliminaire 4 (panneau supérieur) et le scénario préliminaire 6 (panneau inférieur).

Figure 14. Estimation de la taille du stock reproducteur (fécondité du stock reproducteur, SSF) avec des erreurs standard asymptotes d'environ 95% ($\pm 2 \times \text{s.e.}$) par rapport à la taille du stock reproducteur à PME (SSF_{PME}) pour le scénario préliminaire 4 (panneau supérieur) et le scénario préliminaire 6 (panneau inférieur).

Figure 15. Diagrammes de phase de Kobe pour le scénario préliminaire 4 (panneau supérieur) et le scénario préliminaire 6 (panneau inférieur). Le cercle indique la position de l'année de départ du modèle (1971) et le carré représente la dernière année du modèle (2013). La ligne horizontale (en pointillés) identifie la mortalité par pêche de référence dans la production maximale équilibrée (F_{PME}). La ligne verticale (en pointillés) identifie la fécondité du stock reproducteur de référence dans la production maximale équilibrée (SSF_{PME}).

Figure 16. Les profils de vraisemblance de R_0 ont été comparés pour différentes composantes des données (Taille_comp, Prospection, et Total) à des valeurs fixes de R_0 sur chaque côté de l'estimation de la vraisemblance maximale (8,8) obtenue pour le scénario préliminaire 6 (panneau supérieur) et le scénario de sensibilité 1 (panneau inférieur). L'axe x représente le recrutement en conditions d'équilibre (R_0) sur l'échelle logarithmique. L'axe y représente les unités de vraisemblance.

Figure 17. Les profils de vraisemblance de R_0 ont été comparés pour des composantes de données de composition par taille individuelles (F1-EU, F2-JPN, F3-CTP, F4-USA, F5-VEN) à des valeurs fixes de R_0 sur chaque côté de l'estimation de la vraisemblance maximale (8,8) obtenue pour le scénario préliminaire 6 (panneau supérieur) et le scénario de sensibilité 1 (panneau inférieur). L'axe x représente le recrutement en conditions d'équilibre (R_0) sur l'échelle logarithmique. L'axe y représente les unités de vraisemblance.

Figure 18. Les profils de vraisemblance de R_0 ont été comparés pour des composantes de données d'indices d'abondance individuelles (S1- US-Log, S2- US-Obs, S3- JPLL-N-e, S4- JPLL-N-l, S5- IRL-Rec, S6- US-Obs-cru, S7-POR-LL, S8- VEN-LL, S9- ESP-LL-N, S10- CTP-LL-N) à des valeurs fixes de R_0 sur chaque côté de l'estimation de la vraisemblance maximale (8,8) obtenue pour le scénario préliminaire 6 (panneau supérieur) et le scénario de sensibilité 1 (panneau inférieur). L'axe x représente le recrutement en conditions d'équilibre (R_0) sur l'échelle logarithmique. L'axe y représente les unités de vraisemblance.

Figure 19. Ajustements de S7 (POR-LL) pour le scénario préliminaire 6 (panneau supérieur) et le scénario de sensibilité 1 (panneau inférieur).

Figure 20. Séries de CPUE pour l'Atlantique Nord ; les points sont les valeurs standardisées, les lignes représentent les fonctions de lissage lowess par indice.

Figure 21. Séries de CPUE pour l'Atlantique Nord ; les points sont les valeurs standardisées, les lignes représentent les fonctions de lissage lowess par indice.

Figure 22. Atlantique Nord. Matrice de corrélation pour les indices convenus ; le bleu indique les corrélations positives et le rouge les négatives ; l'ordre des indices et les boîtes rectangulaires sont choisis sur la base d'une analyse de groupement hiérarchique à l'aide d'un jeu de dissemblances.

Figure 23. Atlantique Sud. Matrice de corrélation pour les indices convenus ; le bleu indique les corrélations positives et le rouge les négatives ; l'ordre des indices et les boîtes rectangulaires sont choisis sur la base d'une analyse de groupement hiérarchique à l'aide d'un jeu de dissemblances.

Figure 24. Atlantique Nord. Profils de vraisemblance pour r par séries de CPUE.

Figure 25. Atlantique Sud. Profils de vraisemblance pour r par séries de CPUE.

Figure 26. Atlantique Nord. Profils de vraisemblance pour r par séries de CPUE, quand le Taipei chinois et le Venezuela sont supprimés.

Figure 27. Estimations par eustachage de r pour l'Atlantique Nord ; les couleurs correspondent à des périodes quinquennales et les panneaux représentent les indices.

Figure 28. Estimations par eustachage de K pour l'Atlantique Nord ; les couleurs correspondent à des périodes quinquennales et les panneaux représentent les indices.

FIGURAS

Figura 1. Distribuciones de talla (clases de talla de 10 cm FL) para UE (UE-Portugal+UE-España), Japón, Taipeí Chino, Estados Unidos y Venezuela, utilizados para el modelo SS3 en el Atlántico norte.

Figura 2. Distribuciones de talla de UE-Portugal+UE-España y Japón separados en 30°N dentro del Atlántico norte (al norte de 5°N).

Figura 3. Índices de abundancia y capturas para los stocks de tintorera del Atlántico norte y sur.

Figura 4. Serie temporal de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) observada (círculo) y predicha (línea continua) de la tintorera en el Atlántico sur para M4. La zona sombreada en gris indica un C.I del 95%.

Figura 5. Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1971-2013) de B/B_{RMS} y H/H_{RMS} para los modelos M1 a M6.

Figura 5 (cont.) Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1971-2013) de B/B_{RMS} y H/H_{RMS} para los modelos M7 a M12.

Figura 6. Biomasa estimada relativa a B_{RMS} (en rojo) y tasa de captura relativa al nivel de RMS (azul) para los ensayos de BSP para el Atlántico norte.

Figura 7. Ajustes de cada serie de CPUE por separado, para el modelo BSP en el Atlántico norte.

Figura 8. Biomasa estimada relativa a B_{RMS} (en rojo) y tasa de captura relativa al nivel de RMS (azul) para los ensayos de BSP para el Atlántico sur.

Figura 9. Ajustes de cada serie de CPUE por separado, para el modelo BSP en el Atlántico sur.

Figura 10. CPUE observada del Ensayo preliminar 4 (círculos abiertos-intervalos de confianza de $\pm 95\%$ asumiendo un error lognormal) y CPUE predicha por el modelo (línea azul) para el ajuste de los índices de abundancia en la verosimilitud del modelo. S2 (US-Obs, arriba izquierda), S3 (JPLL-N-e, arriba derecha), S4 (JPLL-N-l, medio izquierda), S6 (US-Obs-cru, medio derecha), S7 (POR-LL, medio izquierda), S8 (VEN-LL, medio derecha), S9 (ESP-LL-N, abajo izquierda), y S10 (CTP-LL-N, abajo derecha).

Figura 11. CPUE observada del Ensayo preliminar 6 (círculos abiertos-intervalos de confianza de $\pm 95\%$ asumiendo un error lognormal) y CPUE predicha por el modelo (línea azul) para el ajuste de los índices de abundancia en la verosimilitud del modelo. S2 (US-Obs, arriba izquierda), S3 (JPLL-N-e, arriba derecha), S4 (JPLL-N-l, medio izquierda), S6 (US-Obs-cru, medio derecha), S7 (POR-LL, medio izquierda), S8 (VEN-LL, medio derecha), S9 (ESP-LL-N, abajo izquierda), y S10 (CTP-LL-N, abajo derecha).

Figura 12. Composiciones por talla anuales agregadas (hembras + machos) predichas por el modelo (línea) y observadas (sombreado) para el ensayo preliminar 4 (panel superior) y el ensayo preliminar 6 (panel inferior).

Figura 13. Tasa de explotación total anual estimada en números (mortalidad por pesca total para todas las flotas combinadas) relativa a la mortalidad por pesca en RMS (F/F_{RMS}), obtenida a partir del resultado de Stock Synthesis para el ensayo preliminar 4 (panel superior) y el ensayo preliminar 6 (panel inferior).

Figura 14. Tamaño del stock reproductor estimado (fecundidad del stock reproductor, SSF) junto con los errores estándar asintóticos del 95% aproximados ($\pm 2 \times \text{s.e.}$) relativo al tamaño del stock en RMS (SSF_{RMS}) para el ensayo preliminar 4 (panel superior) y el ensayo preliminar 6 (panel inferior).

Figura 15. Diagramas de fase de Kobe para el ensayo preliminar 4 (panel superior) y el ensayo preliminar 6 (panel inferior). El círculo indica la posición del año inicial del modelo (1971) y el cuadrado representa el año final del modelo (2013). La línea horizontal (discontinua) identifica la mortalidad por pesca de referencia en el rendimiento máximo sostenible (F_{RMS}). La línea vertical (discontinua) identifica la fecundidad del stock reproductor de referencia en el rendimiento máximo sostenible (SSF_{RMS}).

Figura 16. Se comparó el perfil de verosimilitud de R_0 para diferentes componentes de datos (Length_comp, Survey, y Total) en valores fijos de R_0 en cada lado de la estimación de verosimilitud máxima (8,8) obtenida para el ensayo preliminar 6 (panel superior) y el ensayo de sensibilidad 1 (panel inferior). El eje X representa el reclutamiento en equilibrio (R_0) en la escala logarítmica. El eje Y representa las unidades de verosimilitud.

Figura 17. Se comparó el perfil de verosimilitud de R_0 para componentes de datos de composición por tallas individuales (F1-EU, F2-JPN, F3-CTP, F4-USA, F5-VEN) en valores fijos de R_0 en cada lado de la estimación de verosimilitud máxima (8,8) obtenida para el ensayo preliminar 6 (panel superior) y el ensayo de sensibilidad 1 (panel inferior). El eje X representa el reclutamiento en equilibrio (R_0) en la escala logarítmica. El eje Y representa las unidades de verosimilitud.

Figura 18. Se comparó el perfil de verosimilitud de R_0 para componentes de datos de índices de abundancia individuales (S1- US-Log, S2- US-Obs,S3- JPLL-N-e,S4- JPLL-N-l, S5- IRL-Rec,S6- US-Obs-cru,S7-POR-LL,S8- VEN-LL,S9- ESP-LL-N,S10- CTP-LL-N) en valores fijos de R_0 en cada lado de la estimación de verosimilitud máxima (8,8) obtenida para el ensayo preliminar 6 (panel superior) y el ensayo de sensibilidad 1 (panel inferior). El eje X representa el reclutamiento en equilibrio (R_0) en la escala logarítmica. El eje Y representa las unidades de verosimilitud.

Figura 19. Ajustes de S7 (POR-LL) para el ensayo preliminar 6 (panel superior) y el ensayo de sensibilidad 1 (panel inferior).

Figura 20. Serie de CPUE para el Atlántico norte, los puntos son los valores estandarizados, las líneas son los alisadores lowess por índice.

Figura 21. Serie de CPUE para el Atlántico norte, los puntos son los valores estandarizados, las líneas son los alisadores lowess por índice.

Figura 22. Matriz de correlación del Atlántico norte para los índices acordados, el azul indica correlaciones positivas y el rojo negativas, el orden de los índices y los rectángulos se escogió basándose en el análisis jerárquico de conglomerados utilizando un conjunto de diferencias.

Figura 23. Matriz de correlación del Atlántico sur para los índices acordados, el azul indica correlaciones positivas y el rojo negativas, el orden de los índices y los rectángulos se escogió basándose en el análisis jerárquico de conglomerados utilizando un conjunto de diferencias.

Figura 24. Perfiles de verosimilitud para r por serie de CPUE para el Atlántico norte.

Figura 25. Perfiles de verosimilitud para r por serie de CPUE para el Atlántico sur.

Figura 26. Perfiles de verosimilitud para r por serie de CPUE para el Atlántico norte eliminando Taipeí Chino y Venezuela.

Figura 27. Estimaciones de jackknife de r para el Atlántico norte, los colores corresponden a períodos de 5 años y los paneles a los índices.

Figura 28. Estimaciones de jackknife de K para el Atlántico norte, los colores corresponden a períodos de 5 años y los paneles a los índices.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents.

Appendice 4. Détails des scénarios du modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien.

Appendice 5. Détails des scénarios du modèle BSP.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día

Apéndice 2. Lista de participantes.

Apéndice 3. Lista de documentos.

Apéndice 4. Detalles de los ensayos de modelo de producción excedente bayesiano de estado-espacio.

Apéndice 5. Detalles de los ensayos del modelo BSP.

Table 1. Indices of abundance for North and South Atlantic blue shark stocks.

Year	Usobs	JPLLe	North Atlantic						South Atlantic					
			JPLL1	USOLD	PORLL	VENLL	ESPLL	CHTPLL	URULL	BRLL	JPLLe	JPLL1	ESPLL	CHTPLL
1957			0.98											
1958			0.48											
1959			1.11											
1960			1.18											
1961			1.13											
1962			1.5											
1963			0.7											
1964			0.87											
1965			1.55											
1966			1.27											
1967			1.43											
1968			1.31											
1969			1.96											
1970			0.97											
1971		0.87		1.08							1.32			
1972		1.46		1.93							0.87			
1973		1.12									1.94			
1974		2.62									1.28			
1975		1.85		0.88							1.29			
1976		1.07		0.75							1.58			
1977		1.89		1.82							7.48			
1978		1.58		1.06						0.094	4.51			
1979		1.3		0.860						0.441	4.45			
1980		2.21		0.830						0.614	4.52			
1981		2.19		1.050						0.338	1.52			
1982		2.08		0.780						0.543	3.18			
1983		1.81		1.010						0.362	2.69			
1984		1.22		0.680						0.532	3.07			
1985		1.51		0.740						1.005	2.54			
1986		1.52		0.480						0.896	3.18			
1987		2.13		0.500						0.723	3.13			
1988		1.21		0.440						0.861	3.14			
1989		1.51		0.800						0.878	2.28			
1990		1.34		0.940						0.893	2.31			
1991		1.26		1.220						0.202	2.23			
1992	7.455	1.9		0.63					138.8	0.805	2.27			
1993	11.076	2.43		0.95					24.6	0.143	2.17			
1994	9.717		2.33	0.98		0.047			311.2	0.558		1.48		
1995	10.17		2.1	0.73		0.073			81.9	0.272		0.96		
1996	8.208		2.05	0.47		0.017			346.7	0.132		1.07		
1997	14.439		2.05	1.25	158.14	0.154	156.83		351.0	0.493		1.33	330.6	
1998	18.408		1.72	1.16	169.02	0.216	154.45		315.7	1.336		1.25	349.4	
1999	6.663		1.89	0.76	149.83	0.117	179.91		182.8	0.469		1.23	352.4	
2000	9.541		1.58	0.78	201.44	0.151	213.05		166.1	0.455		0.82	435.1	
2001	2.306		1.71		222.14	0.133	215.63		99.1	1.984		1.02	389.1	
2002	2.277		1.37		200.86	0.074	183.94		72.7	1.175		1.03	361.5	
2003	1.876		1.97		238.77	0.044	222.88		99.7	2.725		1.82	326.3	
2004	9.503		1.79		266.16	0.034	177.27	0.749	107.3	3.568		1.21	325.3	0.28
2005	3.193		1.9		218.55	0.006	166.82	2.195	116.4	2.898		1.18	369.6	0.82
2006	4.674		2.16		212.63	0.013	177.11	1.308	111.0	3.260		1.35	369.2	2.31
2007	9.645		2.18		241.32	0.060	187.06	0.561	296.4	3.187		1.32	380.0	0.90
2008	8.512		2.48		225.68	0.088	215.80	0.495	250.1	2.501		1.81	359.3	1.12
2009	8.322		2.46		228.30	0.045	196.08	0.570	130.6	4.456		1.49	394.5	0.88
2010	13.545		2.45		276.76	0.040	209.03	0.877	436.5	4.966		1.94	379.2	1.35
2011	21.806		2.37		233.29	0.044	221.13	0.765		3.206		1.34	386.9	0.87
2012	8.128		2.6		305.53	0.107	238.00	0.668		1.769		1.49	400.9	1.40
2013	7.374		2.09		304.08	0.044	203.49	1.045				2.17	418.0	1.61

Table 2. Coefficients of variation (CVs) for North and South Atlantic blue shark stocks.

Year	Usobs	North Atlantic						South Atlantic						
		JPLLe	JPLLl	USOLD	PORLL	VENLL	ESPLL	CHTPLL	URULL	BRLL	JPLLe	JPLLl	ESPLL	CHTPLL
1957				0.17										
1958				0.16										
1959				0.25										
1960				0.38										
1961				0.35										
1962				0.27										
1963				0.25										
1964				0.17										
1965				0.17										
1966				0.23										
1967				0.21										
1968				0.21										
1969				0.22										
1970				0.32										
1971		0.53		0.23							0.48			
1972		0.39		0.21							0.56			
1973		0.45									0.35			
1974		0.32									0.39			
1975		0.34		0.19							0.26			
1976		0.47		0.29							0.06			
1977		0.27		0.2							0.01			
1978		0.32		0.11							0.65	0.08		
1979		0.24		0.11							0.72	0.13		
1980		0.29		0.09							0.73	0.18		
1981		0.36		0.09							0.88	0.44		
1982		0.36		0.09							0.86	0.34		
1983		0.37		0.1							0.86	0.22		
1984		0.50		0.1							0.65	0.34		
1985		0.44		0.1							0.69	0.41		
1986		0.39		0.09							0.63	0.37		
1987		0.35		0.1							0.60	0.37		
1988		0.49		0.12							0.65	0.37		
1989		0.44		0.39							0.61	0.47		
1990		0.49		0.17							0.74	0.48		
1991		0.47		0.11							0.56	0.49		
1992	0.31	0.43		0.1							0.63	0.61	0.44	
1993	0.29	0.40		0.09							1.20	0.72	0.49	
1994	0.29		0.50	0.1		1.08					0.62	0.57		0.43
1995	0.29		0.55	0.1		0.87					0.90	0.58		0.50
1996	0.50		0.51	0.3		1.90					0.57	0.64		0.45
1997	0.33		0.52	0.13	0.084		0.008				0.54	0.57		0.43 0.006
1998	0.35		0.53	0.15	0.076	0.67	0.008				0.54	0.60		0.39 0.007
1999	0.34		0.49	0.13	0.077	0.84	0.008				0.51	0.54		0.42 0.006
2000	0.32		0.28	0.12	0.083	0.74	0.008				0.60	0.54		0.45 0.006
2001	0.39		0.56		0.089	0.77	0.008				0.63	0.60		0.39 0.005
2002	0.39		0.62		0.086	1.03	0.008				0.67	0.58		0.35 0.006
2003	0.37		0.59		0.082	1.26	0.009				0.65	0.65		0.25 0.006
2004	0.30		0.69		0.084	1.53	0.009	0.12			0.61	0.55		0.41 0.007 0.23
2005	0.35		0.71		0.087	3.88	0.010	0.19			0.55	0.55		0.41 0.007 0.10
2006	0.31		0.69		0.084	2.24	0.010	0.06			0.56	0.54		0.42 0.007 0.04
2007	0.32		0.61		0.085	1.35	0.011	0.22			0.51	0.65		0.44 0.007 0.06
2008	0.32		0.69		0.085	1.16	0.011	0.28			0.51	0.66		0.39 0.007 0.07
2009	0.31		0.64		0.086	1.56	0.012	0.17			0.51	0.58		0.41 0.006 0.06
2010	0.31		0.64		0.089	1.54	0.010	0.10			0.53	0.54		0.36 0.007 0.06
2011	0.29		0.51		0.079	1.51	0.010	0.12			0.50			0.44 0.007 0.05
2012	0.34		0.51		0.081	1.00	0.010	0.11			0.58			0.43 0.007 0.06
2013	0.31		0.21		0.085	1.84	0.011	0.14						0.34 0.007 0.04

Table 3. Model runs presented to the Group during the assessment meeting, for the state-space production model in JAGS.

Model	CPUEs	Prior r	Prior K	Initial condition	Process error	CVs for CPUE series
M1	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$LN \sim (\log(291\text{ mt}), 0.835)$	$B_1 = K$ ($P1=1$)	Fixed (0.05)	Francis method
M2	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$LN \sim (\log(291\text{ mt}), 0.835)$	$P_1 = \psi$	Fixed (0.05)	Francis method
M3	All (Japan 1982-2013)	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$LN \sim (\log(291\text{ mt}), 0.835)$	$P_1 = \psi$	Fixed (0.05)	Francis method
M4	All - Brazil	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.05)	Francis method
M5	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.05)	Francis method
M6	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.05)	Francis method + 0.1 (Spain only)
M7	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.05)	Francis method + 0.1 (all series)
M8	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	NO	Francis method + 0.1 (all series)
M9	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	NO	Francis method + 0.2 (all series)
M10	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	NO	Francis method
M11	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.01)	Francis method
M12	All	$LN \sim (\log(0.21), 0.07)$	$K \sim 1/\text{gamma}(0.001, 0.001)$	$B_1 = K$	Fixed (0.01)	Francis method + 0.01 (all series)

Table 4. Model runs using the Bayesian Surplus Production (BSP) model software, BSP2, and an alternative JAGS formulation used for model testing. The base indices were, in the North: US-Obs, JPLL-N-e, JPLL-N-l, US-Obs-cru, POR-LL, VEN-LL, ESP-LL-N, and CH-TA-LLN, and in the South: UR LL, BR LL, JPLL-S-e, JPLL-S-l, ESP-LL-S, and CH-TA-LLS.Runs.

	North						
	Initial Year	First Catch	Catch estimated method	CPUE variance	Indices	Process error	Software
N1	1957	1971	effort	equal estimated	base	0	BSP
N2	1957	1997	effort	equal estimated	base	0	BSP
N3	1957	1971	effort	catch weighting	base	0	BSP
N4	1957	1971	effort	effort weighting	base	0	BSP
N5	1957	1971	effort	equal estimated	combined	0	BSP
N6	1957	1971	effort	equal, sigma=1	base	0	BSP
N7	1971	1971	NA	effort weighting	base	0	BSP
N8	1957	1957	effort	effort weighting	base	0.05	BSP2
US-Obs	1957	1971	effort	equal estimated	US-Obs	0	BSP
JLL	1957	1971	effort	equal estimated	JLL	0	BSP
US-Obs-cru	1957	1971	effort	equal estimated	US-Obs-cru	0	BSP
POR-LL	1957	1971	effort	equal estimated	POR-LL	0	BSP
VEN-LL	1957	1971	effort	equal estimated	VEN-LL	0	BSP
ESP-LL-N	1957	1971	effort	equal estimated	ESP-LL-N	0	BSP
CH-TA-LLN	1957	1971	effort	equal estimated	CH-TA-LLN	0	BSP
	South						
	Initial Year	First Catch	Catch estimated method	CPUE variance	Indices	Process error	Software
S1	1971	1971	NA	equal estimated	base	0	BSP
S2	1971	1997	effort	equal estimated	base	0	BSP
S3	1971	1971	NA	catch weighting	base	0	BSP
S4	1971	1971	NA	effort weighting	base	0	BSP
S5	1971	1971	NA	equal estimated	combined	0	BSP
S6	1971	1971	NA	equal, sigma=1	base	0	BSP
S7	1971	1971	NA	equal estimated	not Brazil	0	BSP
S8	1971	1971	NA	effort weighting	Brazil split	0	BSP
S9	1971	1971	NA	effort weighting	base	0.05	BSP2
S10	1971	1971	NA	Francis method +0.1	Brazil split	0.05	BSP2
S-PMPD	1971	1971	NA	Francis method +0.1	Brazil split	0.05	BSP2
UR LL	1971	1971	NA	equal estimated	UR LL	0	BSP
BR LL	1971	1971	NA	equal estimated	BR LL	0	BSP
JLL	1971	1971	NA	equal estimated	JLL	0	BSP
ESP-LL-S	1971	1971	NA	equal estimated	ESP-LL-S	0	BSP
CH-TA-LLS	1971	1971	NA	equal estimated	CH-TA-LLS	0	BSP
S-PMPD2	1971	1971	NA	Francis method	Brazil split	0.05	JAGS
S-PMPD3	1971	1971	NA	Francis method	Brazil split	0.05	JAGS

Table 5. A total of 6 preliminary SS3 model runs were conducted to explore model sensitivity to likelihood component weighting.

Model Run	Model Adjustments				
Preliminary Run 1	Natural weights used in model likelihood Length composition input sample size (n = observed) Abundance indices (inverse CV weighting; SCRS/2015/151)				
Preliminary Run 2	Same as Preliminary Run 1 + Adjust CV of S9 (ESP-LL-N) CV adjustment Constant CV of 20% applied to S9 (ESP-LL-N)				
Preliminary Run 3	Same as Preliminary Run 2 + Adjust input sample size for length comp Sample size adjustments Maximum length composition input sample size (n=200)				
Preliminary Run 4	Same as Preliminary Run 2 + Apply variance adjustment to length comp. Fleet F1 0.01 Variance adjustments F2 0.01 F3 0.1 F4 0.1 F5 0.1				
Preliminary Run 5	Same as Preliminary Run 2 + Apply variance adjustment to length comp. Fleet F1 0.0184 Variance adjustments F2 0.0478 F3 0.0261 F4 0.1373 F5 0.2236				
Preliminary Run 6	Same as Preliminary Run 2 + Apply variance adjustment to length comp. Fleet F1 0.0019 Variance adjustments F2 0.0047 F3 0.0046 F4 0.0573 F5 0.0403				
Sensitivity 01	R_0 Likelihood profile (Preliminary Run 6 with the changes indicated in section 3.2)				
Sensitivity 02	Age structured production model diagnostic (Preliminary Run 6)				

Table 6. Summary of posterior quantiles of parameters for models M1 to M12 from the state-space production model. Biomass related values are in thousands of tons.

Parameters	Models											
	M1			M2			M3			M4		
	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%
B2013/B _{MSY}	1	1.15	1.31	0.97	1.12	1.27	0.94	1.08	1.24	0.98	1.13	1.29
B _{MSY}	113.78	126.95	142.52	117.07	131.23	148.41	119.67	135.4	154.8	126.13	142.2	161.7
H2013/H _{MSY}	0.83	0.97	1.12	0.86	1	1.16	0.87	1.02	1.18	0.82	0.96	1.12
H _{MSY}	0.13	0.15	0.17	0.12	0.14	0.16	0.12	0.14	0.16	0.12	0.14	0.16
K	227.56	253.9	285.04	234.13	262.46	296.82	239.35	270.79	309.6	252.26	284.4	323.41
MSY	16.68	18.7	20.83	16.71	18.66	20.74	16.89	18.86	21.01	17.08	19.28	21.68
r	0.26	0.29	0.34	0.25	0.28	0.32	0.24	0.28	0.32	0.24	0.27	0.31
psi				0.55	0.64	0.77	0.73	0.86	1			
	M5			M6			M7			M8		
	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%
B2013/B _{MSY}	1.01	1.15	1.3	1.03	1.2	1.4	0.78	0.94	1.13	0.79	0.89	0.99
B _{MSY}	114.07	126.77	142.74	114.35	127.46	143.48	114.91	128.9	145.59	121.85	134.71	148.87
H2013/H _{MSY}	0.83	0.97	1.12	0.77	0.92	1.09	0.97	1.19	1.47	0.85	0.99	1.16
H _{MSY}	0.13	0.15	0.17	0.13	0.15	0.17	0.12	0.14	0.16	0.16	0.18	0.2
K	228.15	253.53	285.47	228.7	254.92	286.95	229.82	257.8	291.18	243.69	269.42	297.75
MSY	16.68	18.71	20.88	16.85	18.91	21.09	16.48	18.54	20.68	22.57	23.58	24.75
r	0.26	0.29	0.34	0.26	0.3	0.34	0.25	0.29	0.33	0.31	0.35	0.39
psi												
	M9			M10			M11			M12		
	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%	2.50%	50%	97.50%
B2013/B _{MSY}	0.67	0.78	0.9	1.22	1.28	1.35	1.22	1.29	1.35	0.79	0.89	0.99
B _{MSY}	121.93	134.96	149.48	138	151.34	166.62	137.97	151.58	166.43	121.62	134.7	149.17
H2013/H _{MSY}	0.98	1.18	1.43	0.48	0.54	0.6	0.48	0.54	0.59	0.85	0.99	1.16
H _{MSY}	0.15	0.17	0.19	0.18	0.2	0.22	0.18	0.2	0.22	0.15	0.18	0.2
K	243.86	269.91	298.97	275.99	302.68	333.24	275.93	303.15	332.86	243.25	269.39	298.34
MSY	21.59	22.58	23.68	28.52	30.09	32.01	28.56	30.12	32	22.58	23.57	24.71
r	0.29	0.34	0.38	0.36	0.4	0.44	0.36	0.4	0.44	0.31	0.35	0.39
psi												

Table 7. Means and CVs of model outputs from the BSP model. BSP results for the North Atlantic. Biomass related values are in thousands of tons.

Variable	N1	N2	N3	N4	N5	N6	N7	N8
K (1000)	4871.3 (1.70)	4871.5 (1.8)	4951.3 (1.3)	3506.6 (1.5)	4006.1 (0.94)	2260.1 (1.7)	16081.29 (0.79)	10020 (1.19)
r	0.4 (0.14)	0.4 (0.1)	0.4 (0.1)	0.4 (0.1)	0.4 (0.14)	0.4 (0.1)	0.38 (0.13)	0.39 (0.13)
MSY (1000)	467.3 (1.70)	461.5 (1.8)	477.8 (1.3)	338.1 (1.5)	380.6 (0.94)	220.0 (1.8)	1547.49 (0.81)	976 (1.21)
B _{cur} (1000)	4766.8 (1.74)	4760.8 (1.8)	4846.2 (1.3)	3398.0 (1.5)	3904.3 (0.96)	2151.9 (1.8)	15982.68 (0.80)	9892 (1.2)
B _{init} (1000)	4377.9 (1.76)	4482.3 (1.8)	4540.6 (1.3)	3207.7 (1.5)	3780.1 (0.96)	2087.1 (1.7)	14784.43 (0.80)	9104 (1.22)
B _{cur} /B _{init}	1.1 (0.15)	1.0 (0.2)	1.1 (0.1)	1.0 (0.2)	1.0 (0.10)	1.0 (0.1)	1.08 (0.11)	1.05 (0.19)
C _{cur} /MSY	0.3 (0.78)	0.4 (0.9)	0.3 (1.0)	0.4 (0.9)	0.2 (0.96)	0.4 (0.7)	0.07 (1.73)	0.21 (1.29)
B _{cur} /B _{MSY}	1.8 (0.08)	1.8 (0.1)	1.8 (0.1)	1.8 (0.1)	1.9 (0.06)	1.8 (0.1)	1.96 (0.04)	1.86 (0.12)
F _{cur} /F _{MSY}	0.2 (0.89)	0.3 (1.1)	0.2 (1.3)	0.2 (1.1)	0.1 (1.10)	0.2 (0.8)	0.04 (2.45)	0.14 (1.68)

Table 8. BSP results for each fleet fit separately, for the North Atlantic. Biomass related values are in thousands of tons.

Variable	US.Obs	JLL	US.Obs.cru	POR.LL	VEN.LL	ESP.LL.N
K (1000)	2489.0(1.9)	7490.3(1.36)	1934.4(1.5)	1171.5(2.4)	4447.0(1.8)	3886.6(1.5)
r	0.4(0.1)	0.4(0.14)	0.4(0.1)	0.4(0.1)	0.4(0.1)	0.4(0.1)
MSY (1000)	228.5(1.8)	716.3(1.36)	185.0(1.5)	112.8(2.4)	426.4(1.8)	378.6(1.5)
B _{cur} (1000)	2376.3(2.0)	7387.8(1.38)	1825.0(1.6)	1042.5(2.8)	4338.5(1.8)	3778.6(1.5)
B _{init} (1000)	2301.2(1.9)	6623.3(1.42)	1762.2(1.6)	1072.3(2.6)	3877.8(1.9)	3541.0(1.5)
B _{cur} /B _{init}	1.0(0.2)	1.2(0.14)	1.0(0.2)	0.9(0.2)	1.1(0.2)	1.1(0.1)
C _{cur} /MSY	0.4(0.7)	0.2(0.97)	0.4(0.7)	0.7(0.5)	0.4(0.8)	0.3(0.9)
B _{cur} /B _{MSY}	1.7(0.1)	1.9(0.07)	1.8(0.1)	1.5(0.2)	1.8(0.1)	1.8(0.1)
F _{cur} /F _{MSY}	0.3(1.1)	0.1(1.08)	0.2(1.0)	0.5(0.7)	0.2(1.1)	0.2(1.1)

Table 9. BSP results for the South Atlantic. Biomass related values are in thousands of tons.

Variable	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10
K (1000)	48202.32 (0.59)	18301.6 (1.3)	20020.16 (1.23)	36795.40 (0.74)	46089.48 (0.64)	38258.15 (0.75)	43229.29 (0.64)	32505.14 (0.80)	5321 (0.52)	3453 0.23 (0.74)
r	0.22 (0.40)	0.3 (0.5)	0.24 (0.33)	0.24 (0.34)	0.22 (0.40)	0.23 (0.38)	0.26 (0.32)	0.24 (0.33)	(0.35)	0.2 (0.26)
MSY (1000)	2631.27 (0.71)	925.3 (1.3)	1194.32 (1.34)	2171.53 (0.84)	2369.13 (0.76)	2117.25 (0.86)	2795.65 (0.73)	1931.9 (0.91)	306 (0.65)	173 (0.84)
B _{cur} (1000)	48046.22 (0.59)	18157.1 (1.3)	19900.56 (1.24)	36677.21 (0.74)	45906.62 (0.64)	38119.55 (0.75)	43113.77 (0.64)	32387.42 (0.81)	5319 (0.56)	3544 (0.76)
B _{init} (1000)	39531.07 (0.61)	14453.5 (1.3)	17542.22 (1.24)	32304.23 (0.75)	33391.33 (0.66)	31981.78 (0.78)	24900.64 (0.70)	28459.08 (0.81)	4514 (0.55)	3453 (0.74)
B _{cur} /B _{init}	1.25 (0.19)	1.2 (0.3)	1.11 (0.15)	1.15 (0.14)	1.40 (0.24)	1.22 (0.19)	1.82 (0.26)	1.15 (0.14)	(0.21)	1.18 0.13 0.21 (0.06)
C _{cur} /MSY	0.02 (2.01)	0.2 (1.2)	0.13 (1.44)	0.03 (2.23)	0.03 (1.91)	0.03 (1.74)	0.02 (2.33)	0.04 (2.07)	(1.09)	(0.66)
B _{cur} /B _{MSY}	1.99 (0.02)	1.9 (0.1)	1.91 (0.08)	1.98 (0.03)	1.98 (0.02)	1.98 (0.02)	1.99 (0.02)	1.98 (0.03)	(0.13)	1.96 2.03 (0.07)
F _{cur} /F _{MSY}	0.01 (2.17)	0.1 (1.4)	0.08 (1.86)	0.02 (2.88)	0.01 (2.06)	0.02 (1.87)	0.01 (2.66)	0.02 (2.93)	(1.36)	0.07 0.11 (0.69)

Table 10. BSP results for each fleet fit separately, for the South Atlantic. Biomass related values are in thousands of tons.

Variable	UR.LL	BR.LL	JLL	ESP.LLS	CH.TA.LLS
K (1000)	33122.78(0.80)	33315.02(0.80)	43239.55(0.63)	39887.31(0.72)	27803.04(0.88)
r	0.24(0.34)	0.24(0.34)	0.24(0.30)	0.24(0.36)	0.24(0.34)
MSY (1000)	1984.56(0.92)	1994.25(0.91)	2602.88(0.72)	2366.81(0.82)	1648.69(0.96)
B _{cur} (1000)	33004.85(0.80)	33196.97(0.80)	43124.43(0.64)	39768.96(0.72)	27685.03(0.88)
B _{init} (1000)	30312.62(0.82)	30513.25(0.82)	33709.15(0.65)	35846.75(0.74)	25517.86(0.89)
B _{cur} /B _{init}	1.11(0.13)	1.11(0.13)	1.30(0.15)	1.14(0.14)	1.10(0.13)
C _{cur} /MSY	0.04(2.33)	0.04(2.33)	0.02(2.37)	0.03(2.02)	0.05(2.14)
B _{cur} /B _{MSY}	1.97(0.05)	1.97(0.05)	1.99(0.02)	1.98(0.02)	1.96(0.05)
F _{cur} /F _{MSY}	0.03(5.92)	0.03(5.85)	0.01(2.86)	0.02(2.20)	0.03(5.42)

Table 11. Results of post-model pre-data diagnostic runs for the South Atlantic, using BSP and JAGS.

	S-PMPD1	S-PMPD2	S-PMPD3
K (1000)	2769 (0.92)	32.84(1.08)	37.57(0.32)
r	0.25 (0.32)	0.22(0.09)	2.74(00.38)
B[1]/K	1.00 (0.03)	2(0.00)	1.22 (0.32)

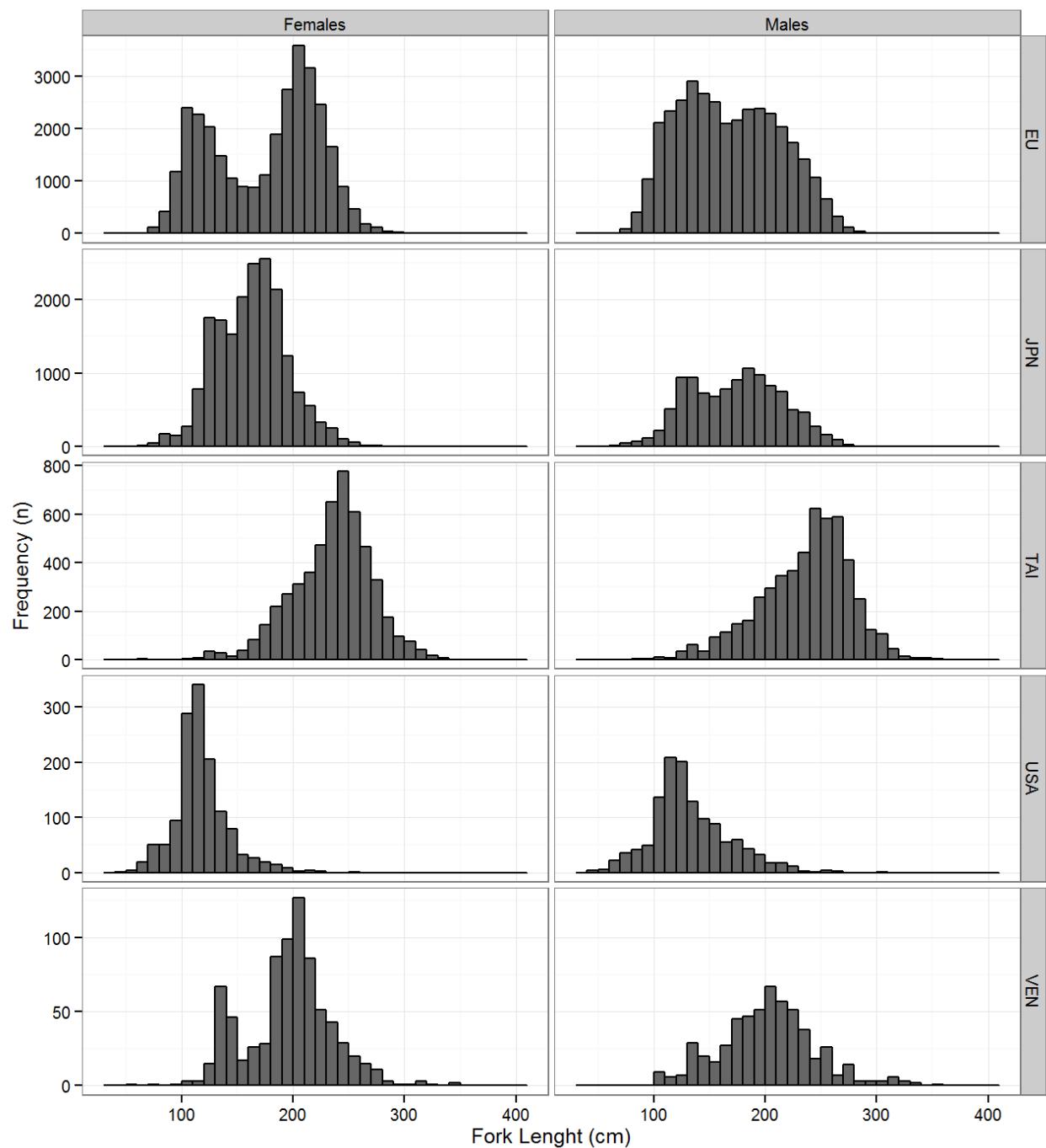


Figure 1. Size distributions (10cm FL size classes) for EU (EU-Portugal + EU-Spain), Japan, Taiwan, USA and Venezuela used for the SS3 models in the North Atlantic.

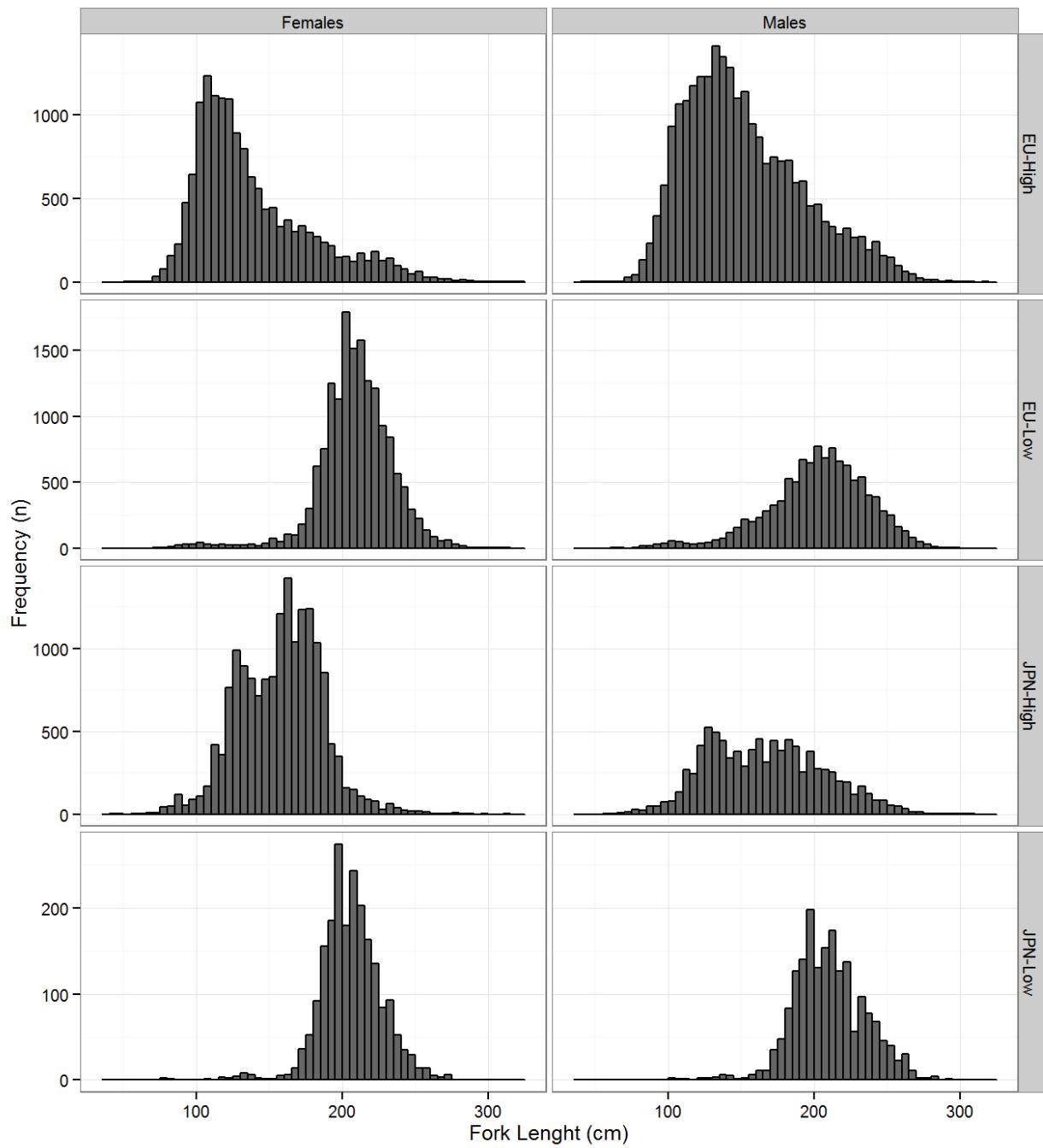


Figure 2. Size distributions EU-Portugal+EU-Spain and Japan split at 30°N within the North Atlantic (north of 5°N).

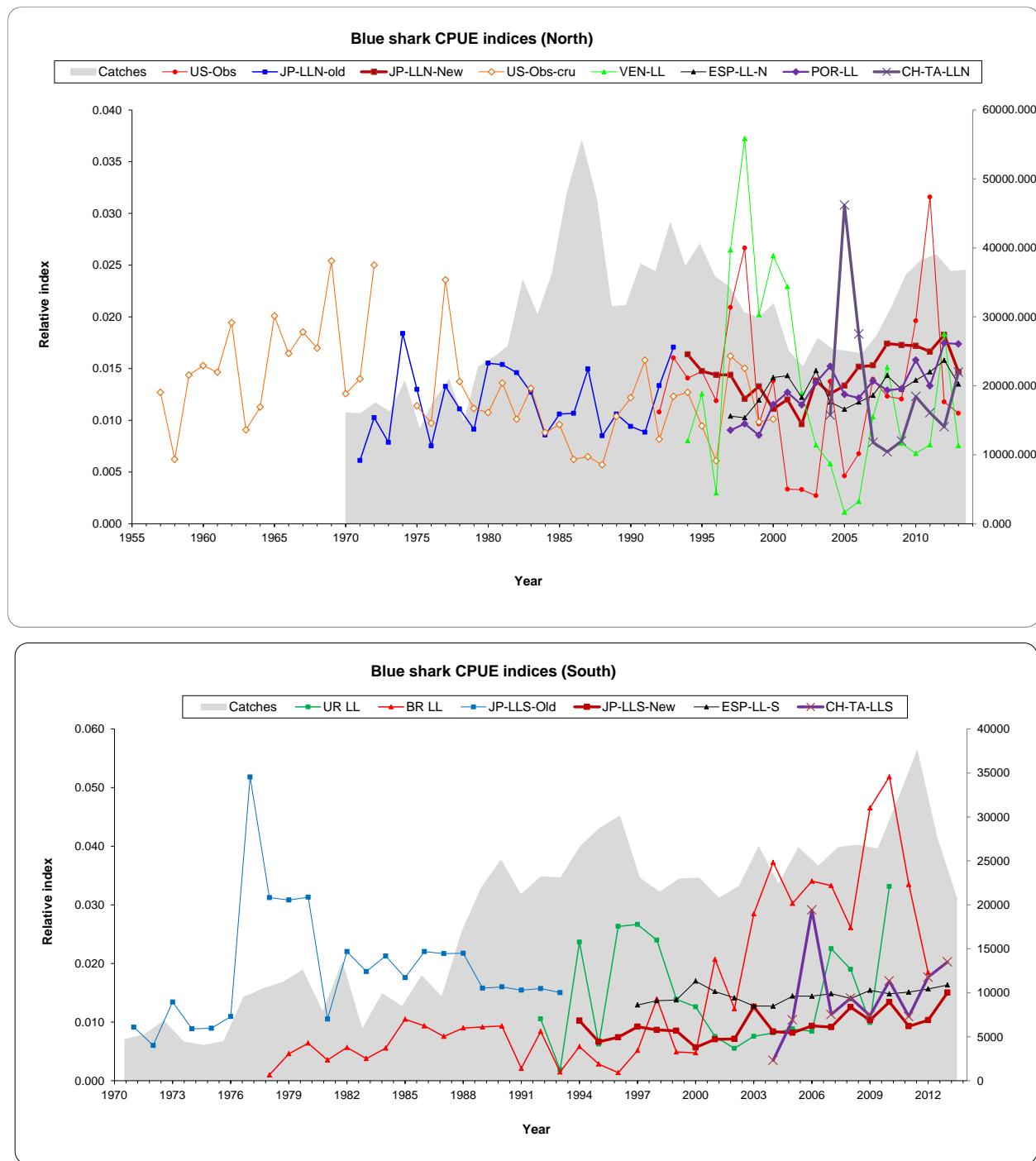


Figure 3. Indices of abundance and catches for the North Atlantic and South Atlantic blue shark stocks.

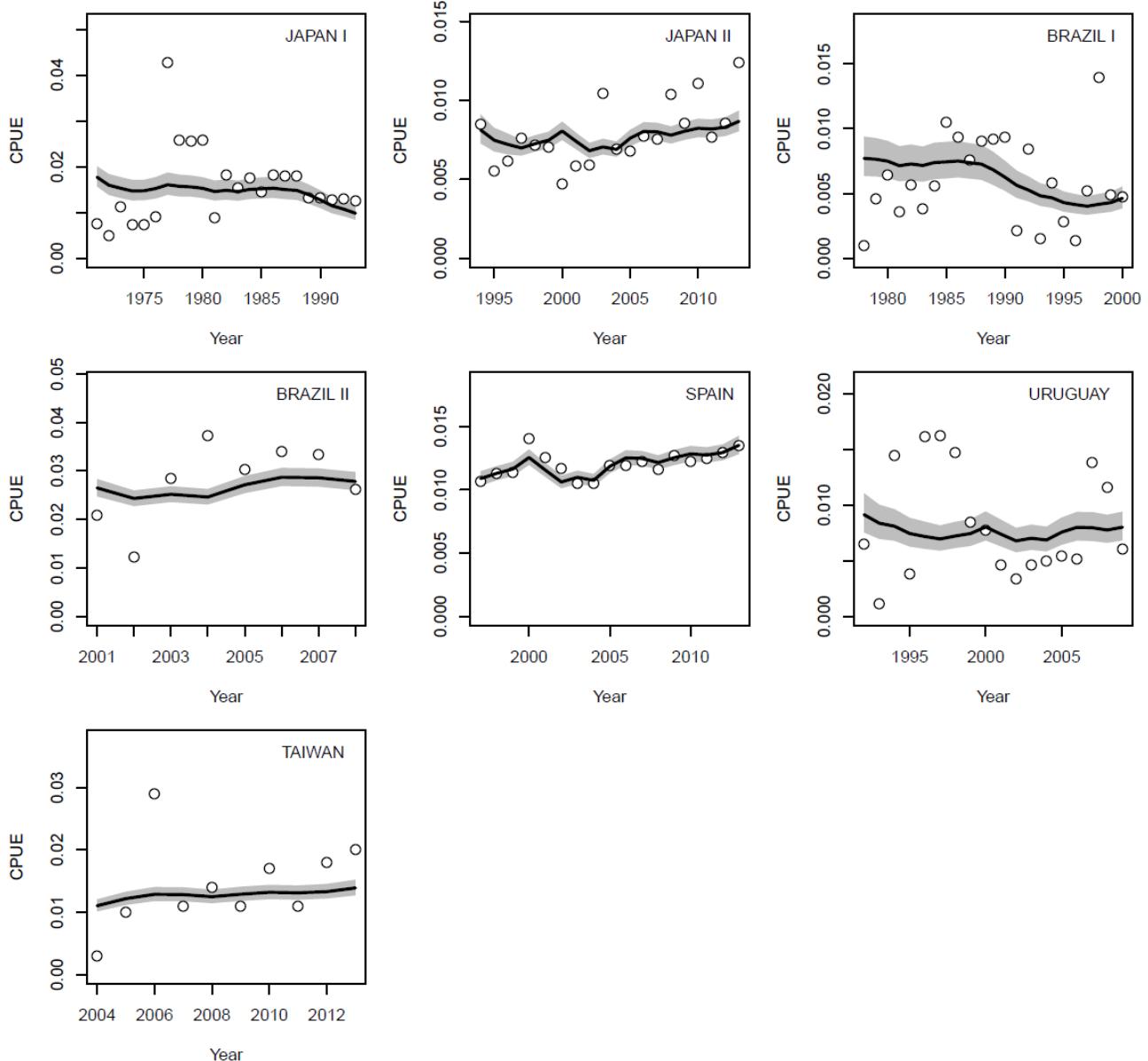


Figure 4. Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M4. Shaded grey area indicates 95% C.I.

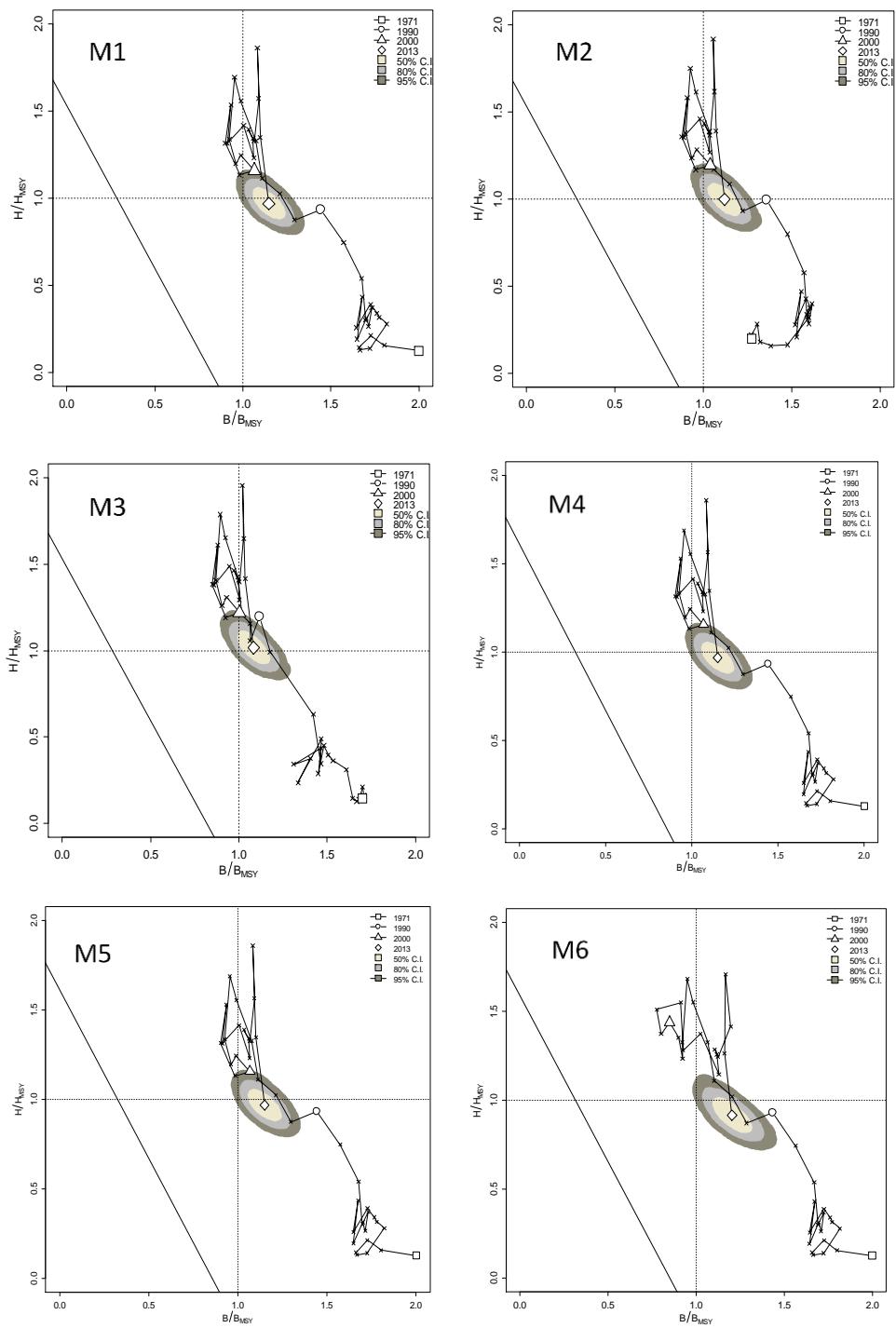


Figure 5. Kobe diagram showing the estimated trajectories (1971-2013) of B/B_{MSY} and H/H_{MSY} for the models M1 to M6.

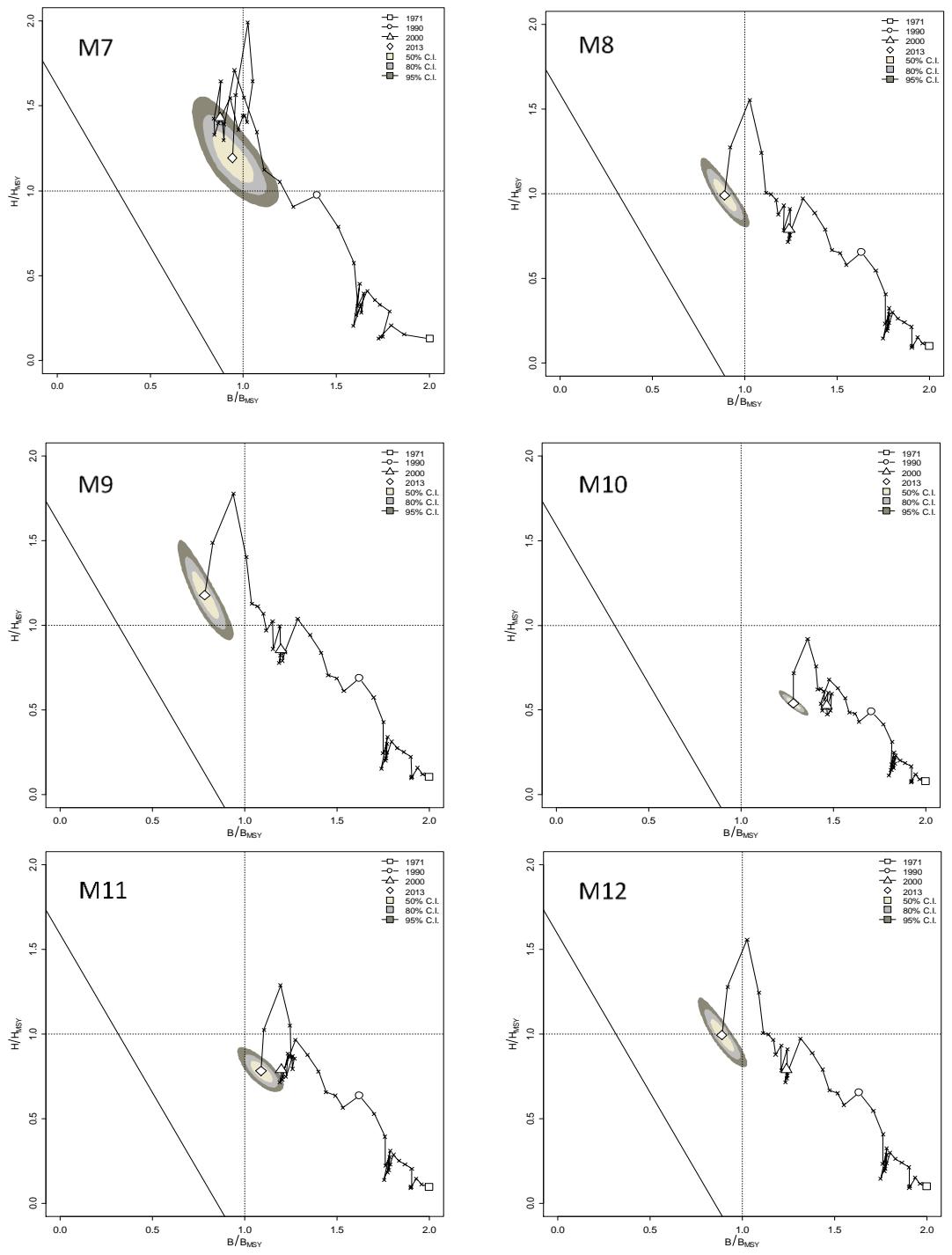


Figure 5 (continued). Kobe diagram showing the estimated trajectories (1971-2013) of B/B_{MSY} and H/H_{MSY} for the models M7 to M12.

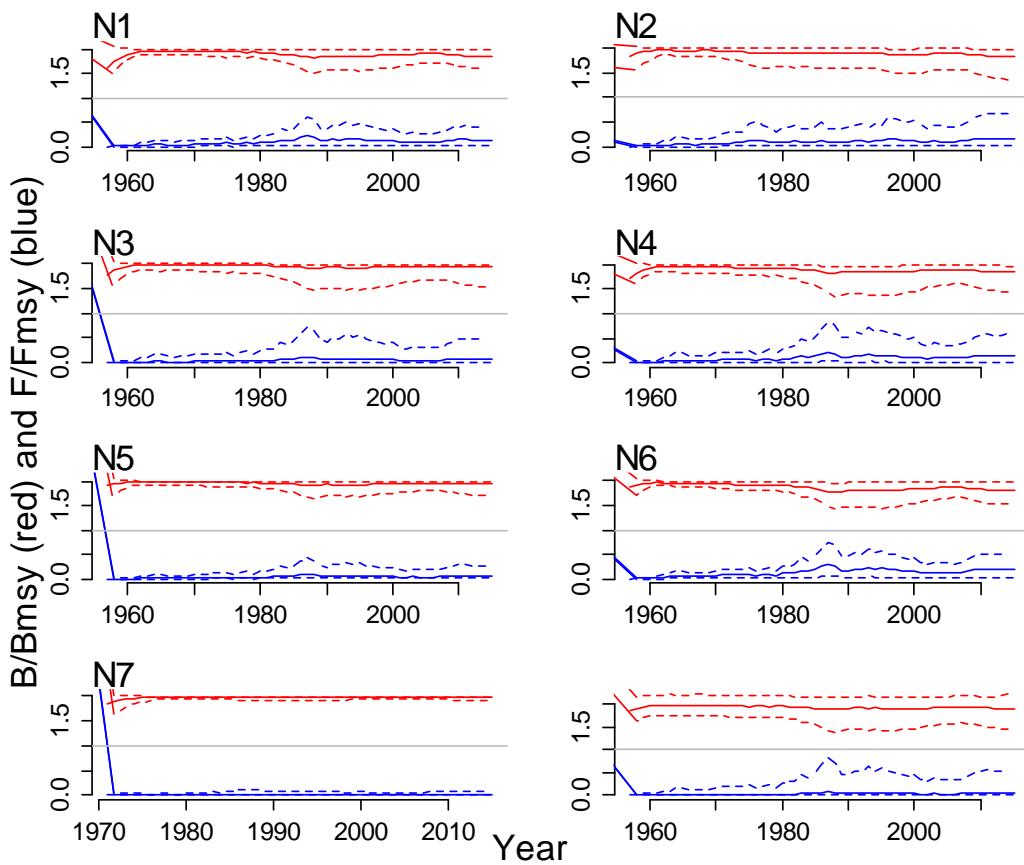


Figure 6. Estimated biomass relative to B_{MSY} (in red) and harvest rate relative to the MSY level (blue), for the North Atlantic BSP runs.

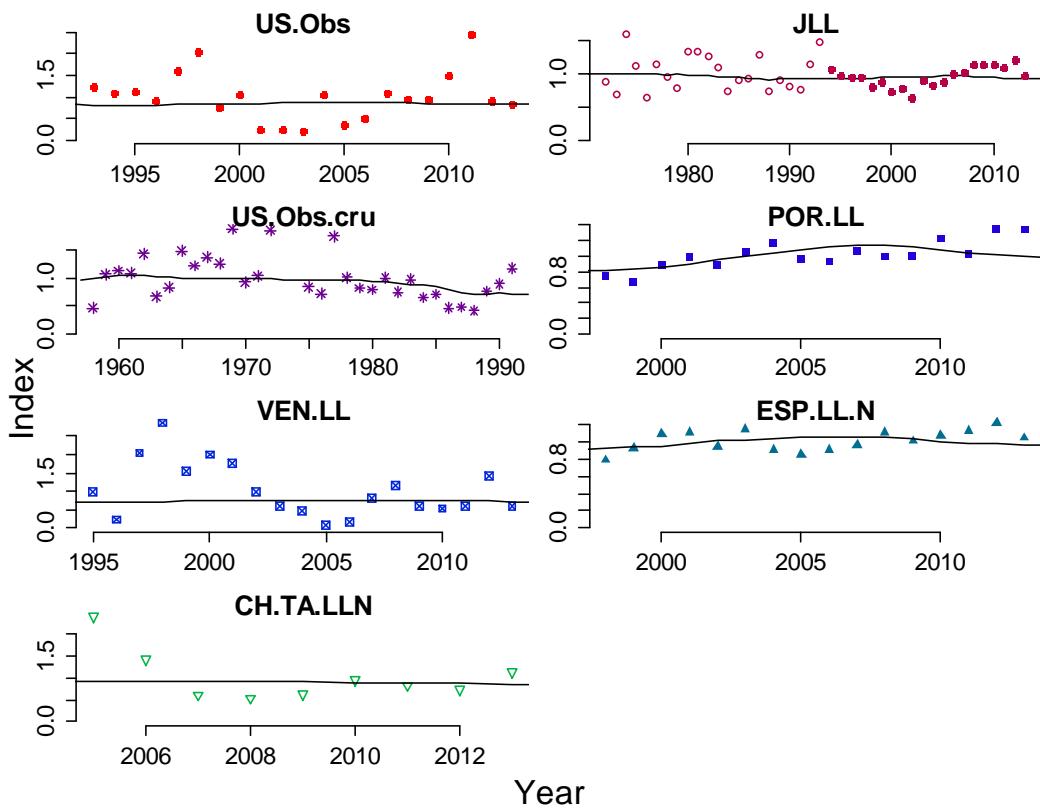


Figure 7. Fits to each CPUE series separately, for the BSP model in the North Atlantic.

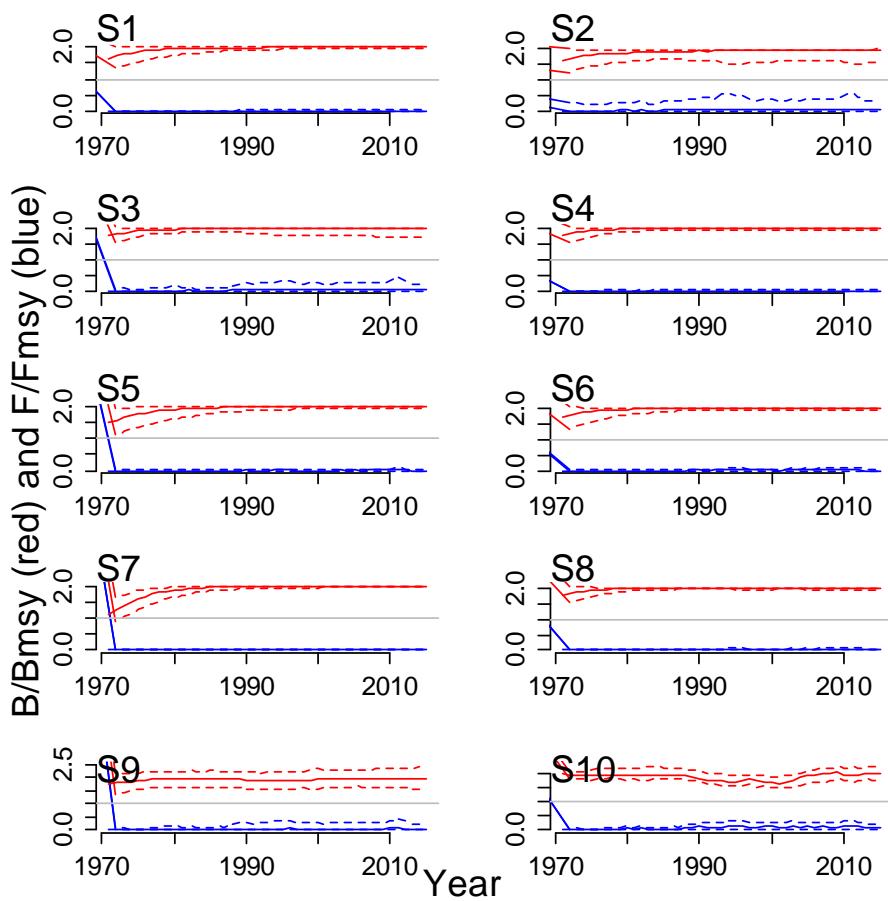


Figure 8. Estimated biomass relative to B_{MSY} (in red) and harvest rate relative to the MSY level (blue), for the South Atlantic BSP runs.

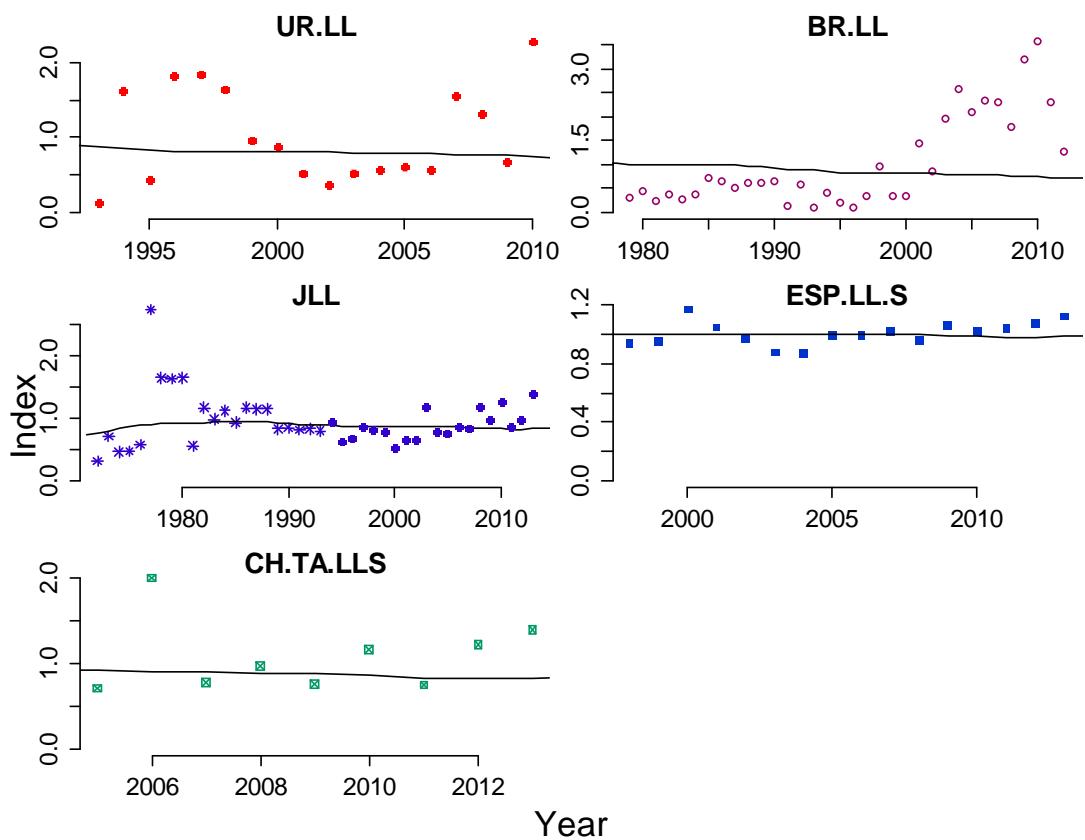


Figure 9. Fits to each CPUE series separately, for the BSP model in the South Atlantic.

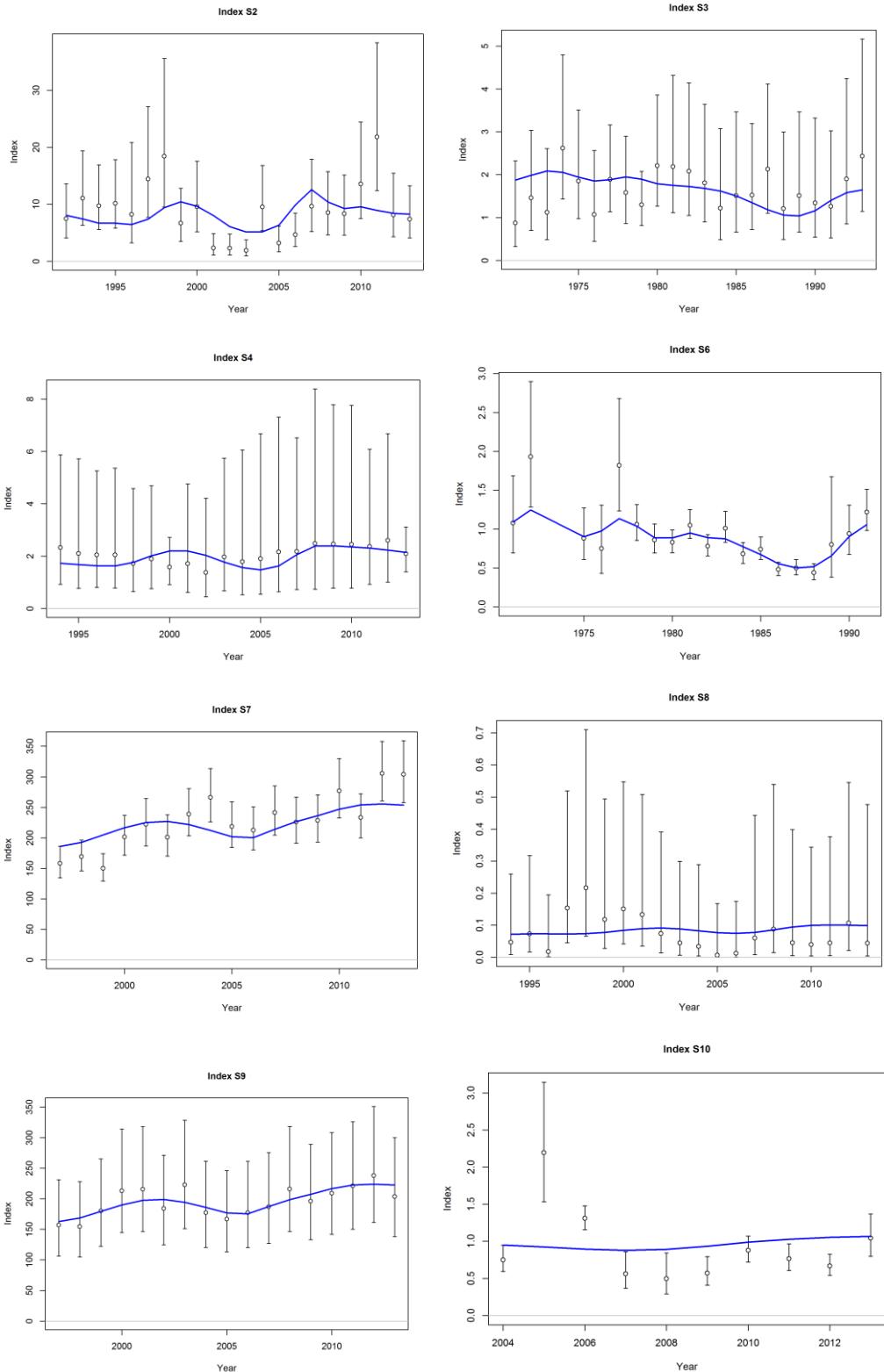


Figure 10. Preliminary Run 4 observed CPUE (open circles \pm 95% confidence intervals assuming lognormal error) and model predicted CPUE (blue line) for abundance indices fit in the model likelihood: S2 (US-Obs, upper left), S3 (JPLL-N-e, upper right), S4 (JPLL-N-l, middle left), S6 (US-Obs-cru, middle right), S7 (POR-LL, middle left), S8 (VEN-LL, middle right), S9 (ESP-LL-N, lower left), and S10 (CTP-LL-N, lower right).

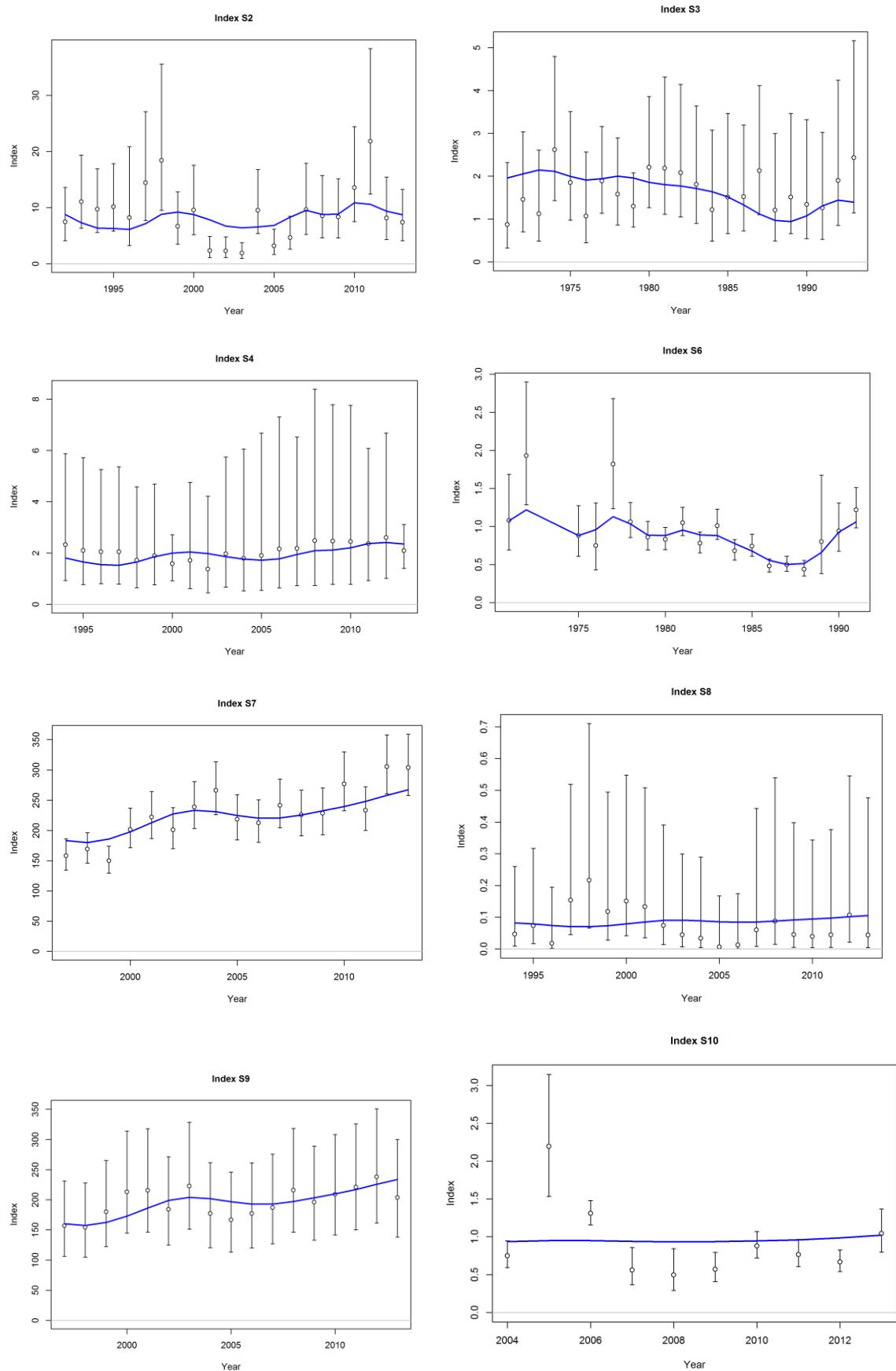


Figure 11. Preliminary Run 6 observed CPUE (open circles \pm 95% confidence intervals assuming lognormal error) and model predicted CPUE (blue line) for abundance indices fit in the model likelihood: S2 (US-Obs, upper left), S3 (JPLL-N-e, upper right), S4 (JPLL-N-l, middle left), S6 (US-Obs-cru, middle right), S7 (POR-LL, middle left), S8 (VEN-LL, middle right), S9 (ESP-LL-N, lower left), and S10 (CTP-LL-N, lower right).

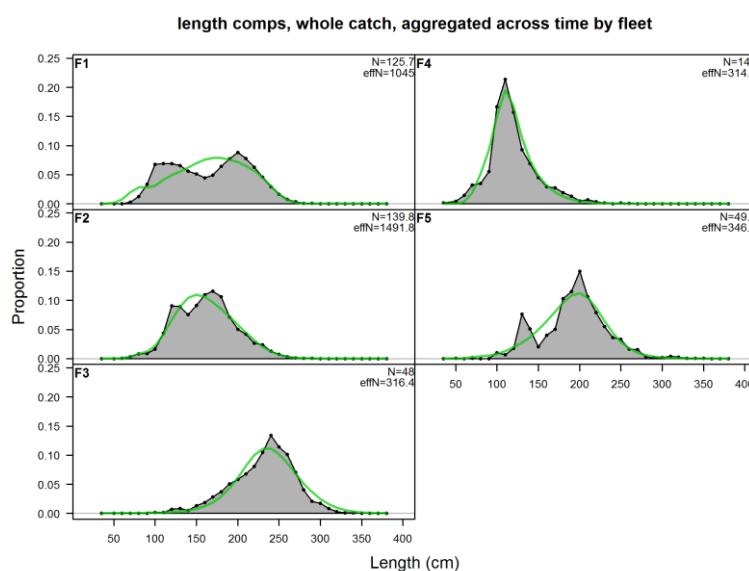
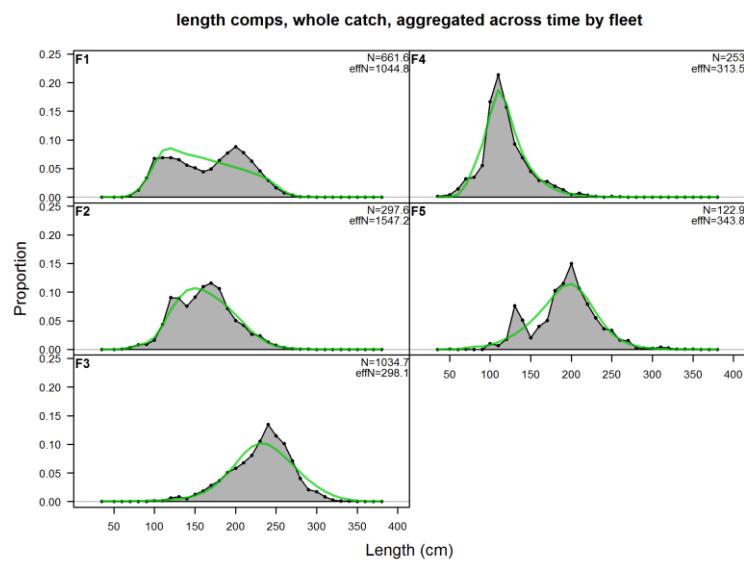


Figure 12. Model predicted (line) and observed (shaded) aggregated annual length compositions (female + male) for Preliminary Run 4 (upper panel) and Preliminary Run 6 (lower panel).

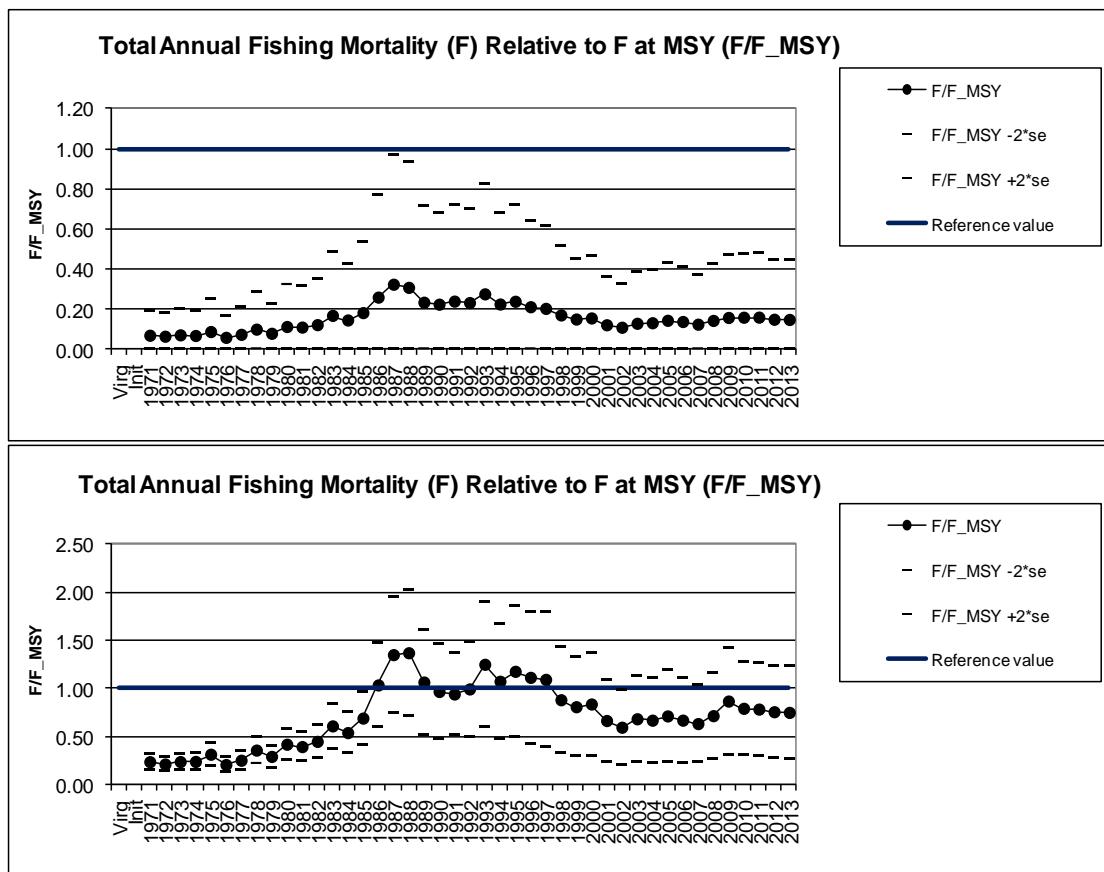


Figure 13. Estimated annual total exploitation rate in numbers (total fishing mortality for all fleets combined) relative to fishing mortality at *MSY* (F/F_{MSY}), obtained from Stock Synthesis output for Preliminary Run 4 (upper panel) and Preliminary Run 6 (lower panel).

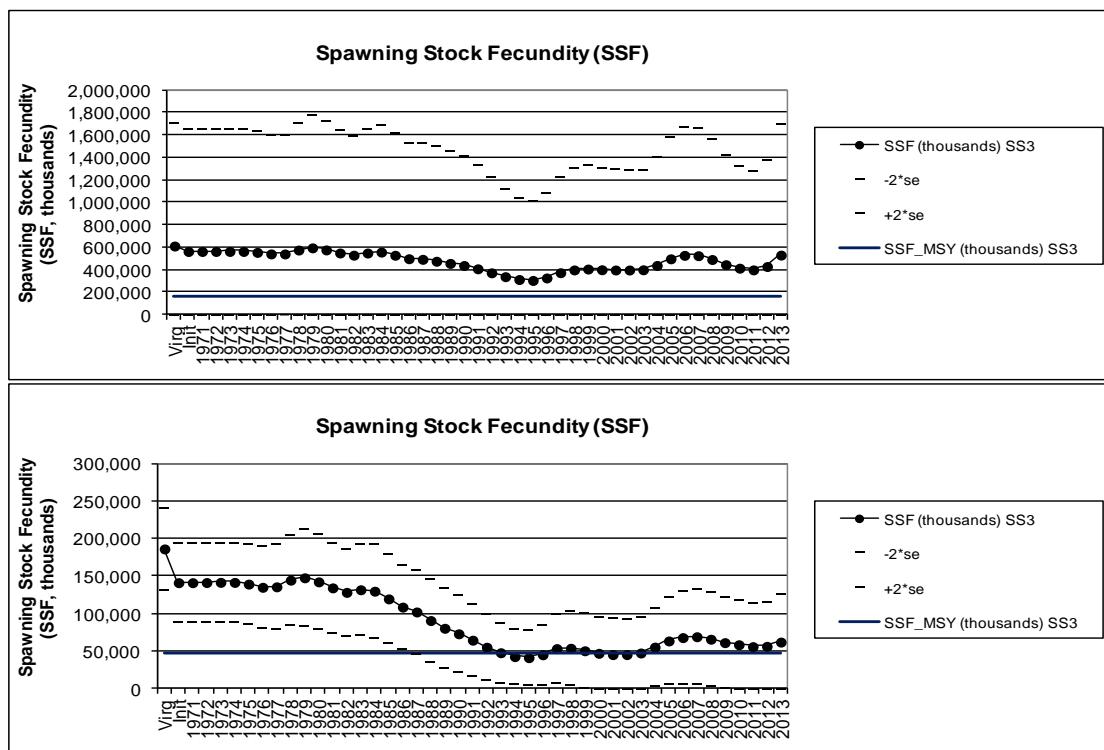


Figure 14. Estimated spawning stock size (spawning stock fecundity, SSF) along with approximate 95% asymptotic standard errors ($\pm 2 \times \text{s.e.}$) relative to spawning stock size at *MSY* (SSF_{MSY}) for Preliminary Run 4 (upper panel) and Preliminary Run 6 (lower panel).

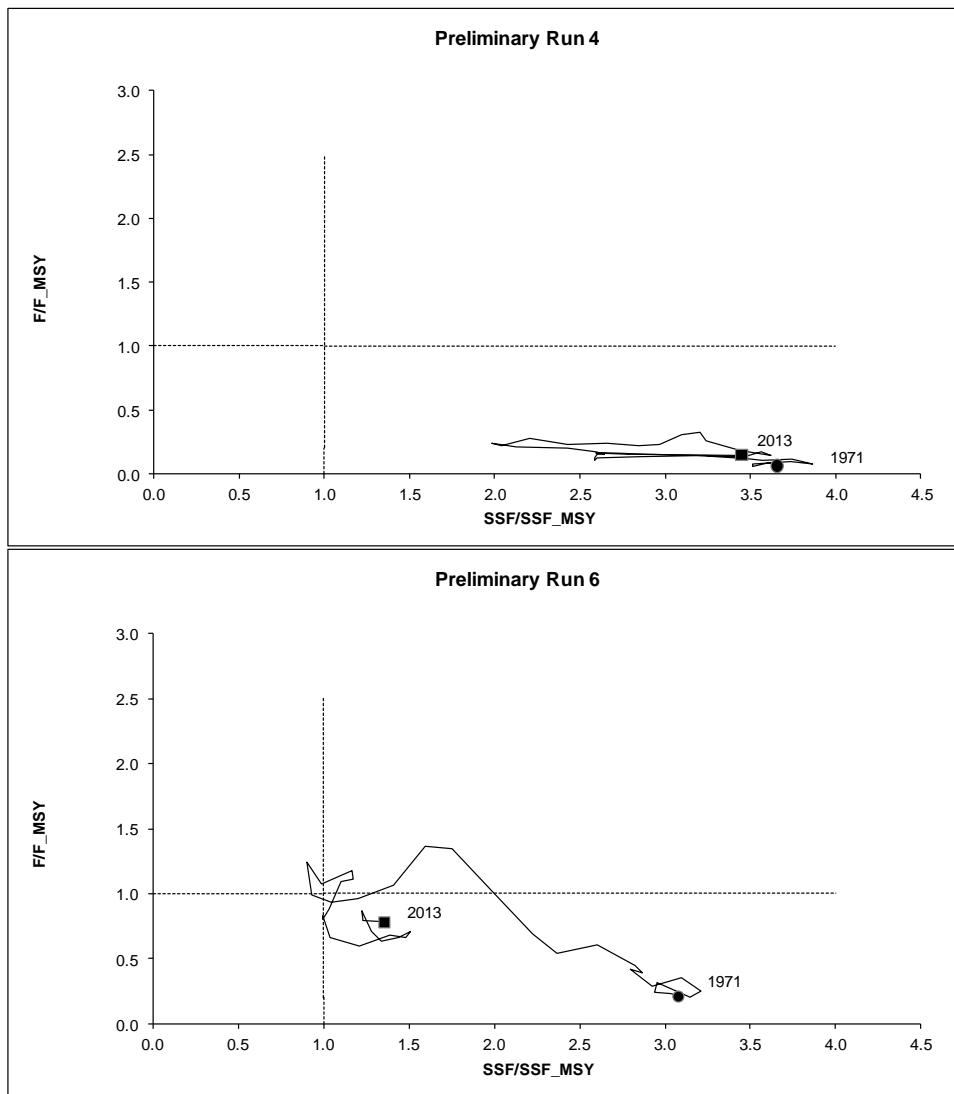


Figure 15. Kobe Phase plots for Preliminary Run 4 (upper panel) and Preliminary Run 6 (lower panel). The circle indicates the position of the start year of the model (1971) and the square represents the end year of the model (2013). The horizontal (dotted) line identifies the fishing mortality reference at maximum sustainable yield (F_{MSY}). The vertical (dotted) line identifies the reference spawning stock fecundity at maximum sustainable yield (SSF_{MSY}).

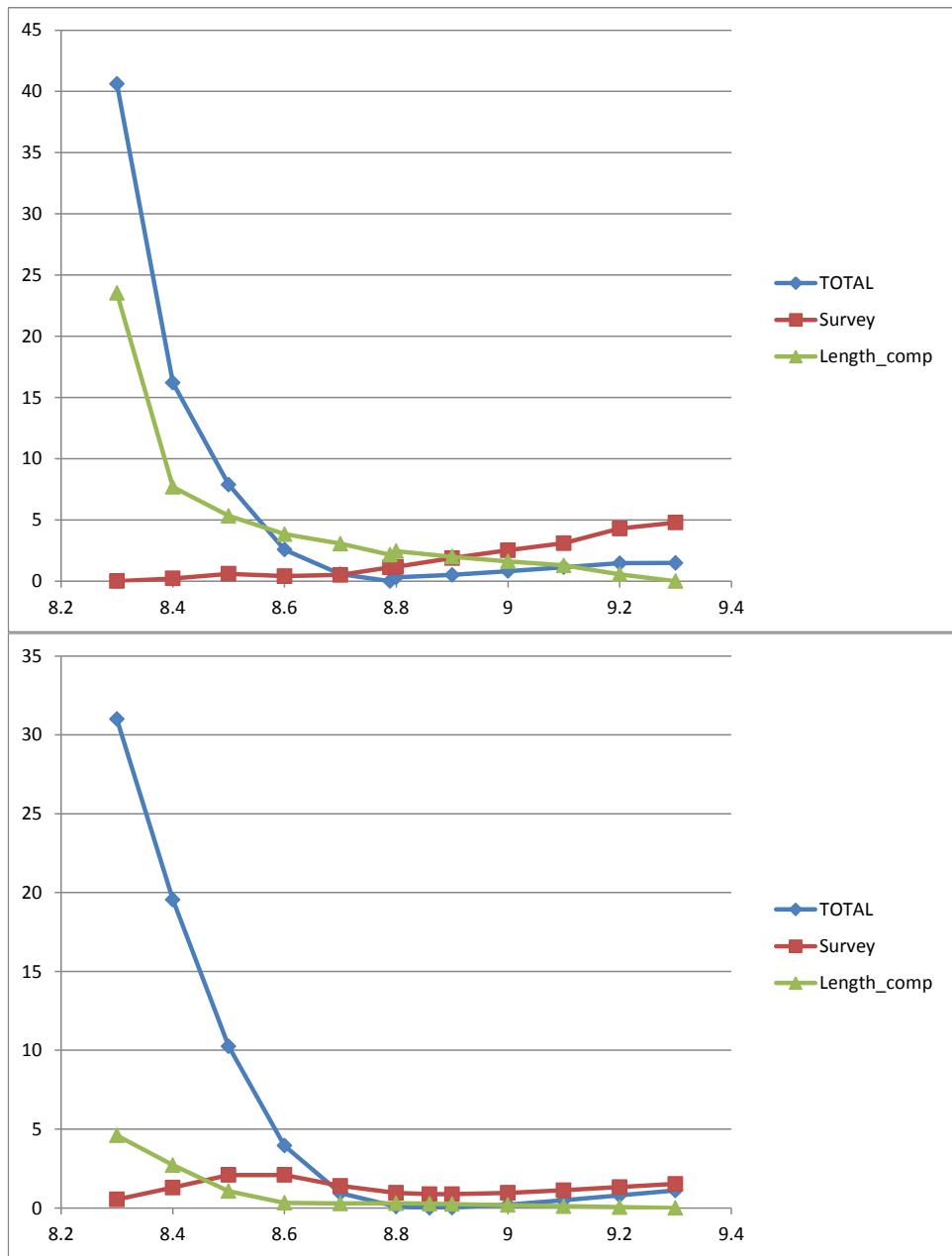


Figure 16. R_0 likelihood profiles were compared for different data components (Length_comp, Survey, and Total) at fixed values of R_0 on either side of the maximum likelihood estimate (8.8) obtained for Preliminary Run 6 (upper panel) and Sensitivity Run 1 (lower panel). The x-axis represents equilibrium recruitment (R_0) on the log scale. The y-axis represents likelihood units.

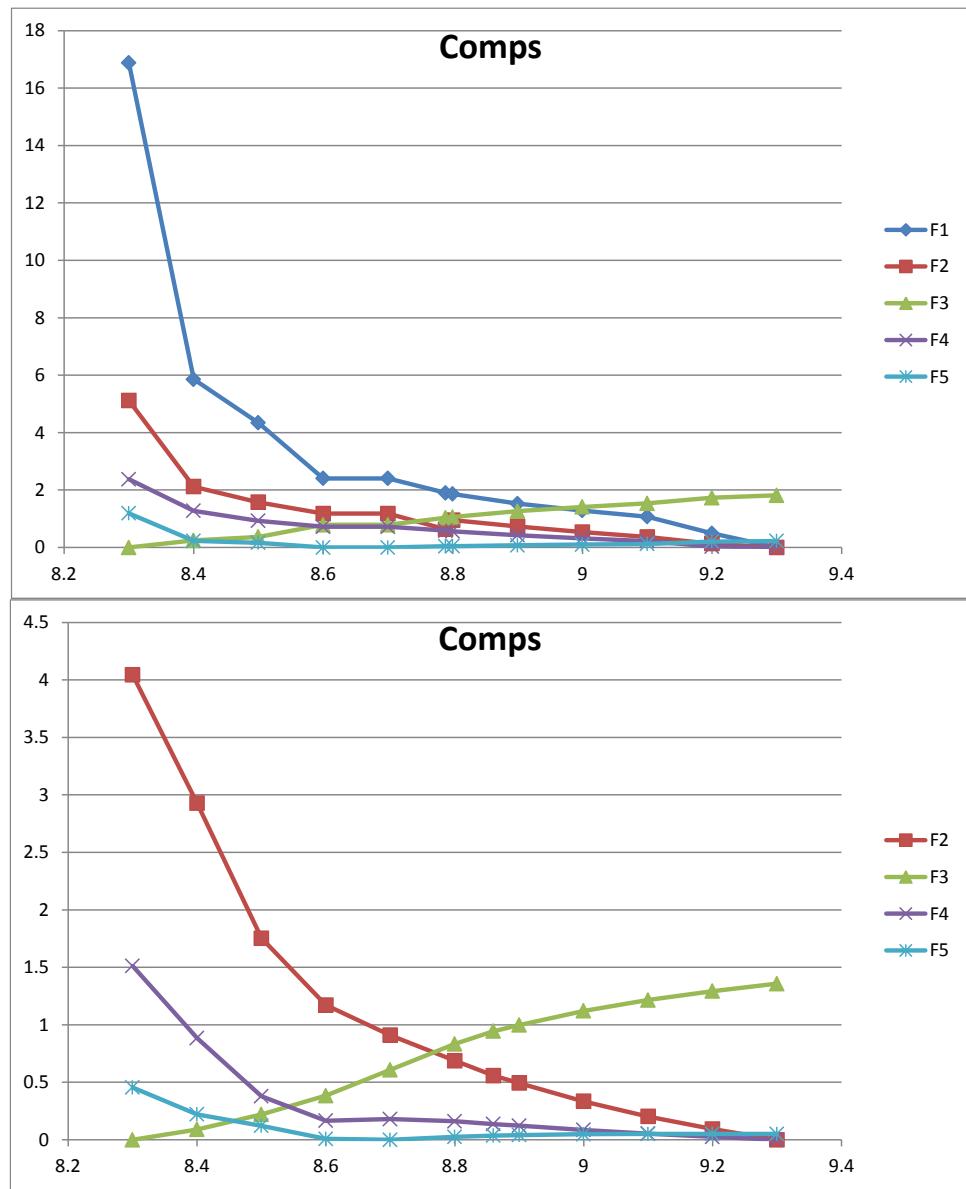


Figure 17. R_0 likelihood profiles were compared for individual length composition data components (F1-EU, F2-JPN, F3-CTP, F4-USA, F5-VEN) at fixed values of R_0 on either side of the maximum likelihood estimate (8.8) obtained for Preliminary Run 6 (upper panel) and Sensitivity Run 1 (lower panel). The x-axis represents equilibrium recruitment (R_0) on the log scale. The y-axis represents likelihood units.

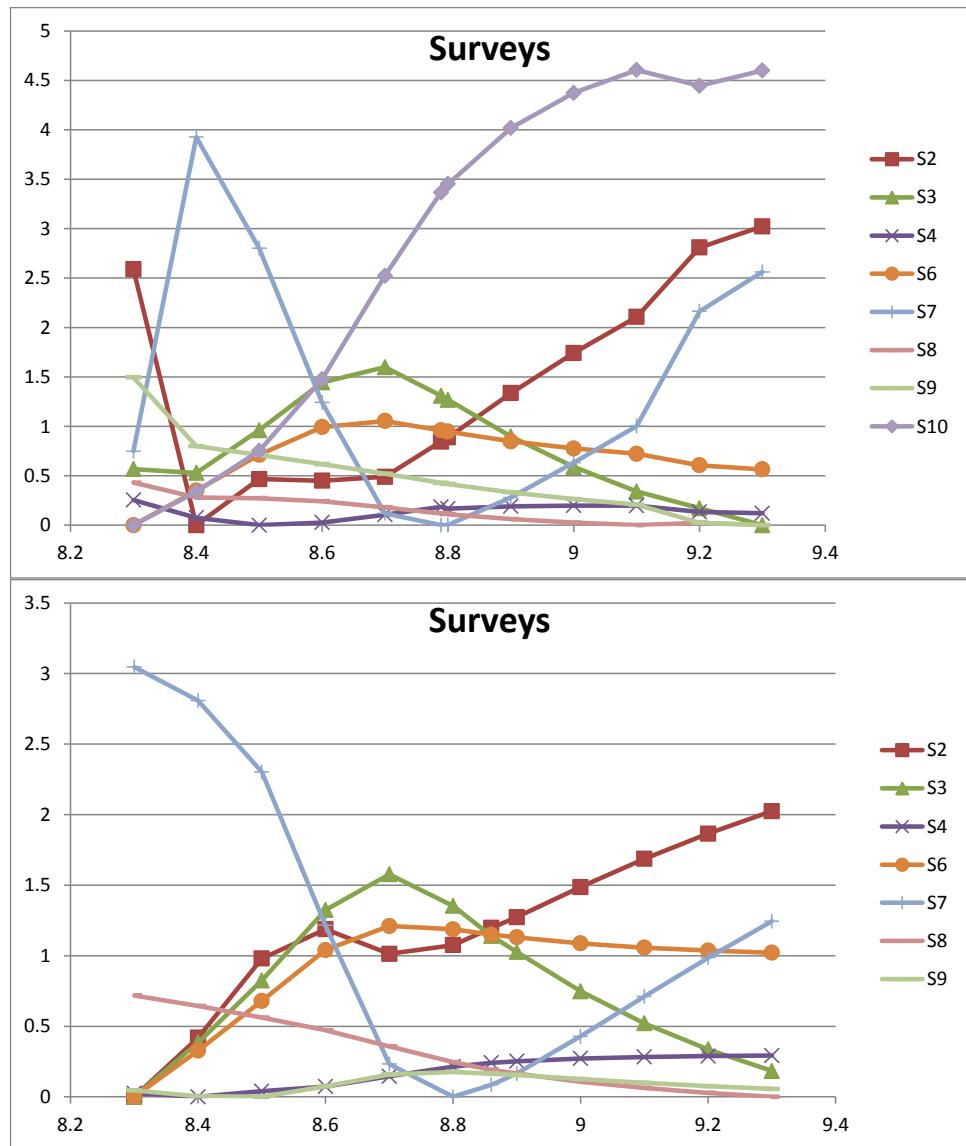


Figure 18. R_0 likelihood profiles were compared for individual abundance index data components (S1- US-Log, S2- US-Obs, S3- JPLL-N-e, S4- JPLL-N-1, S5- IRL-Rec, S6- US-Obs-cru, S7-POR-LL, S8- VEN-LL, S9- ESP-LL-N, S10- CTP-LL-N) at fixed values of R_0 on either side of the maximum likelihood estimate (8.8) obtained for Preliminary Run 6 (upper panel) and Sensitivity Run 1 (lower panel). The x-axis represents equilibrium recruitment (R_0) on the log scale. The y-axis represents likelihood units.

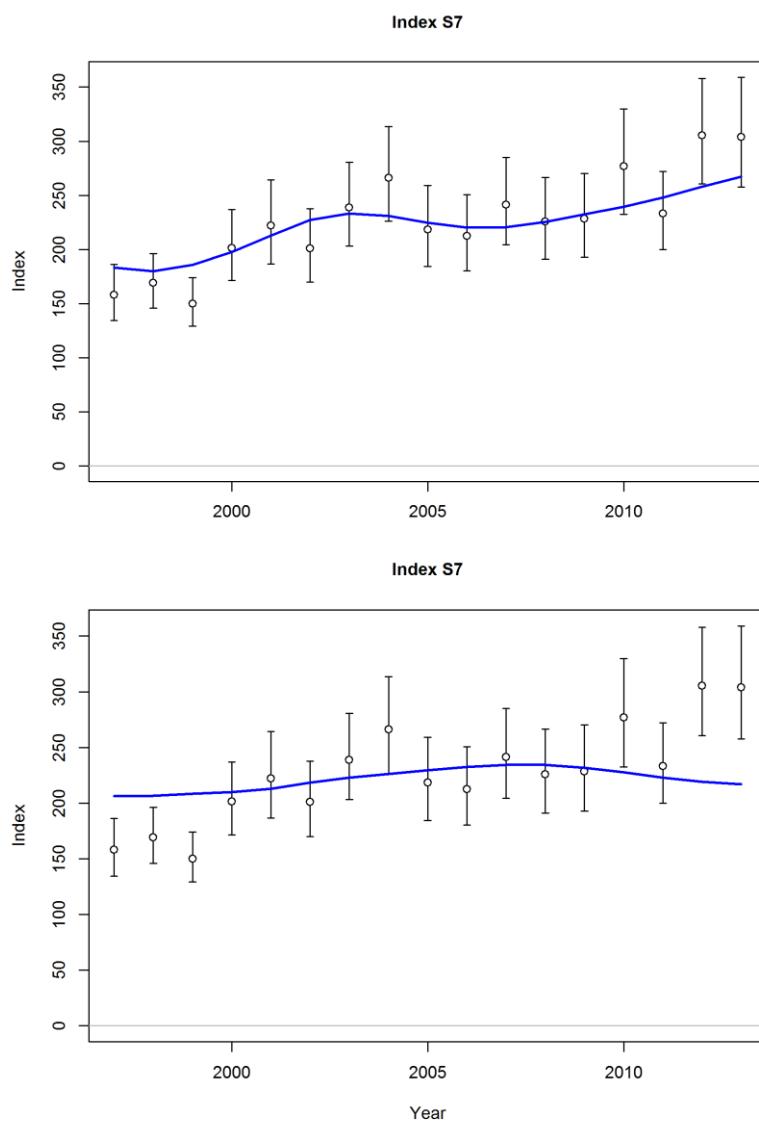


Figure 19. Fits to S7 (POR-LL) for Preliminary Run 6 (upper panel) and Sensitivity Run 1 (lower panel).

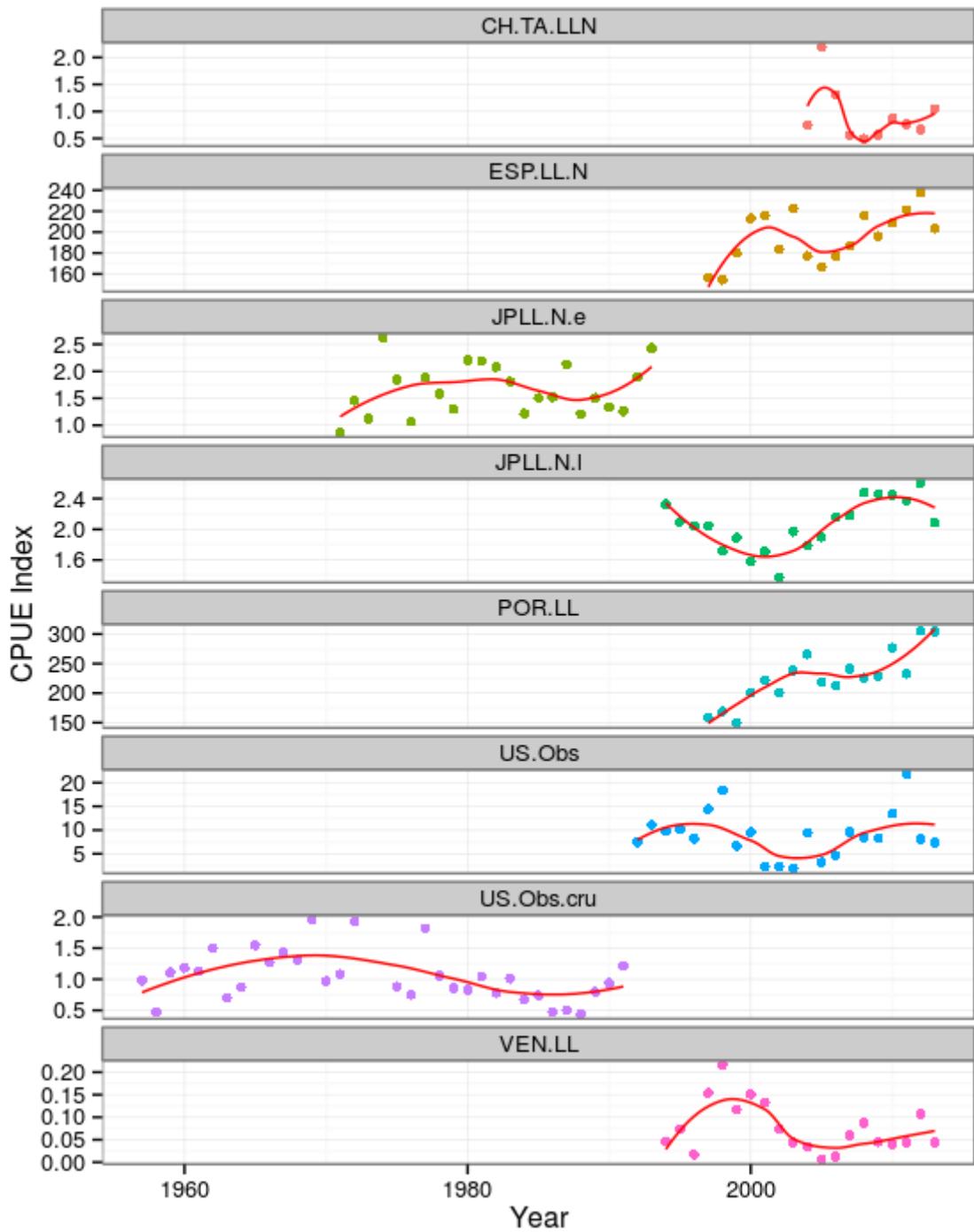


Figure 20. North Atlantic CPUE series; points are the standardised values, lines are loess smoothers by index.

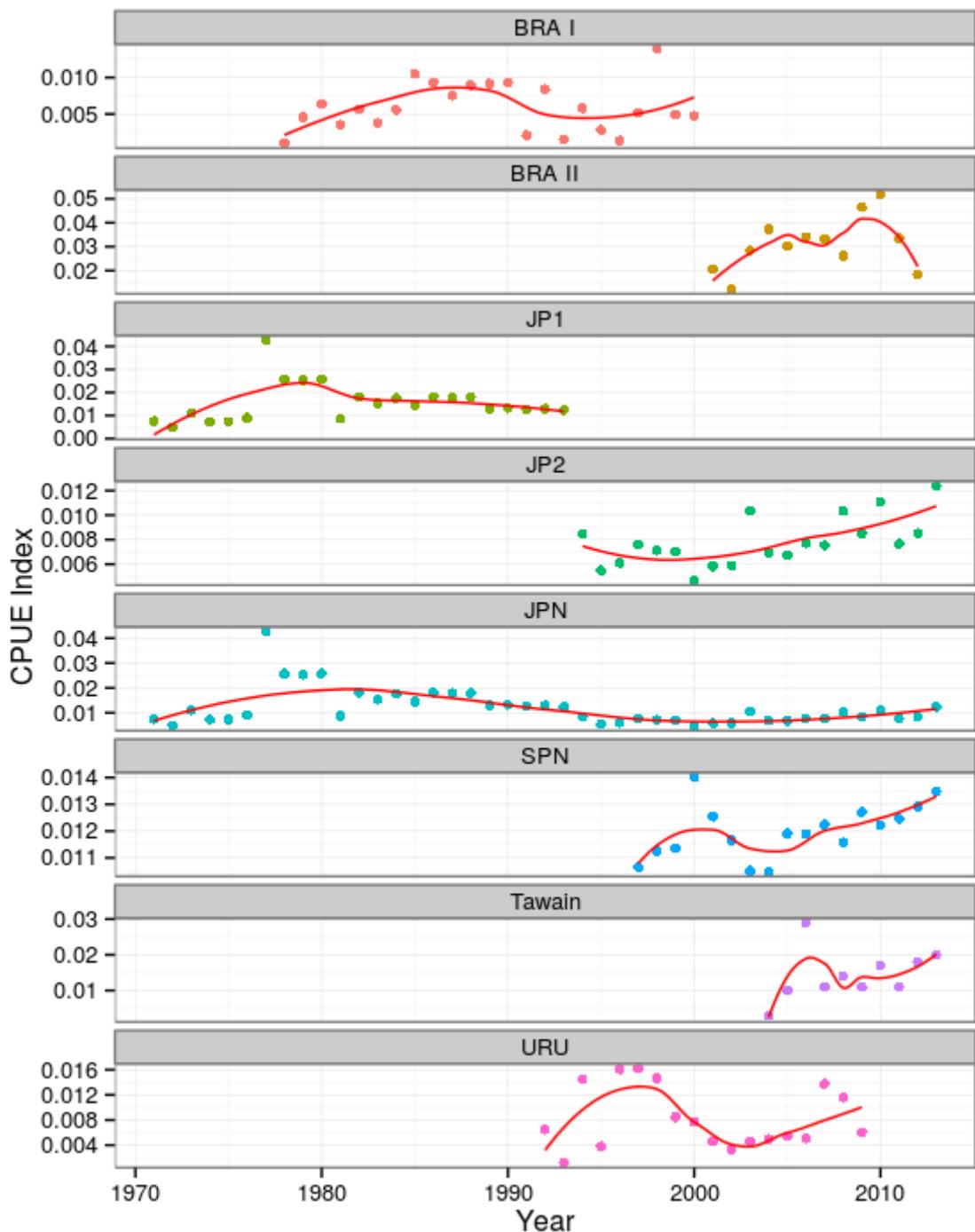


Figure 21. North Atlantic CPUE Series; points are the standardised values, lines loess smoothers by index.

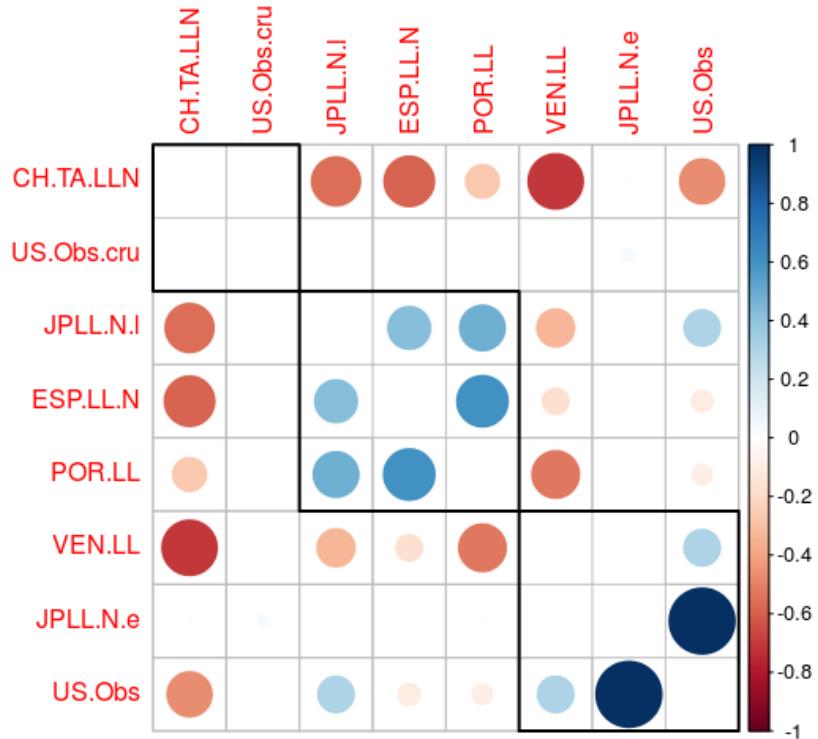


Figure 22. North Atlantic correlation matrix for the agreed indices; blue indicates positive and red negative correlations, the order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities.

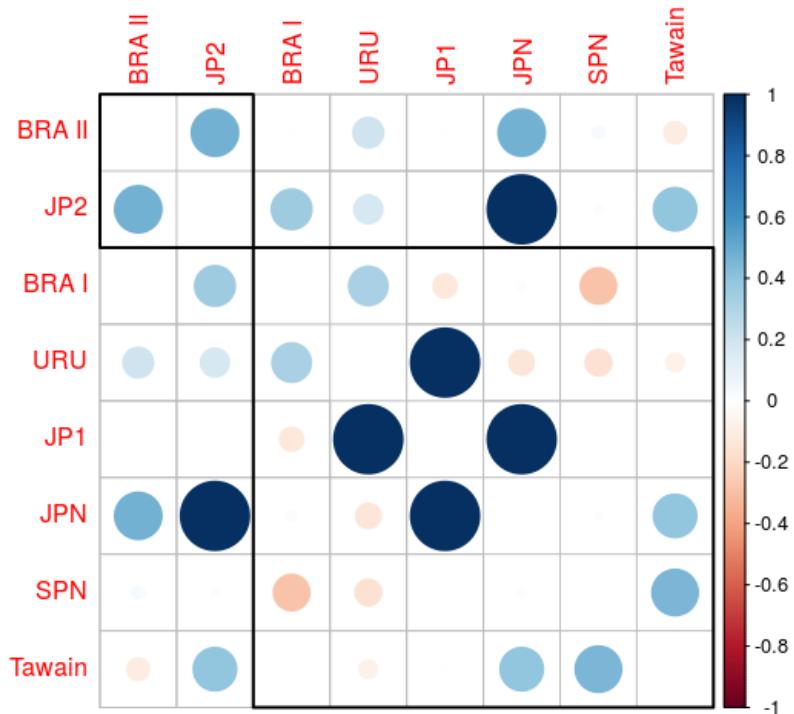


Figure 23. South Atlantic correlation matrix for the agreed indices; blue indicates positive and red negative correlations, the order of the indices and the rectangular boxes are chosen based on a hierarchical cluster analysis using a set of dissimilarities.

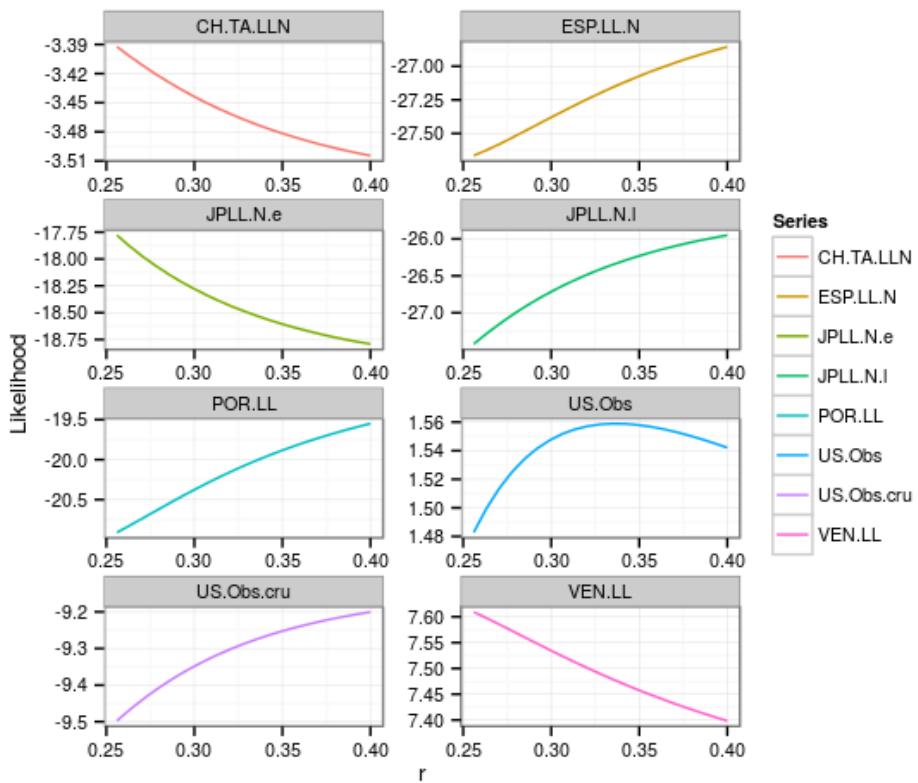


Figure 24. North Atlantic likelihood profiles for r by CPUE series.

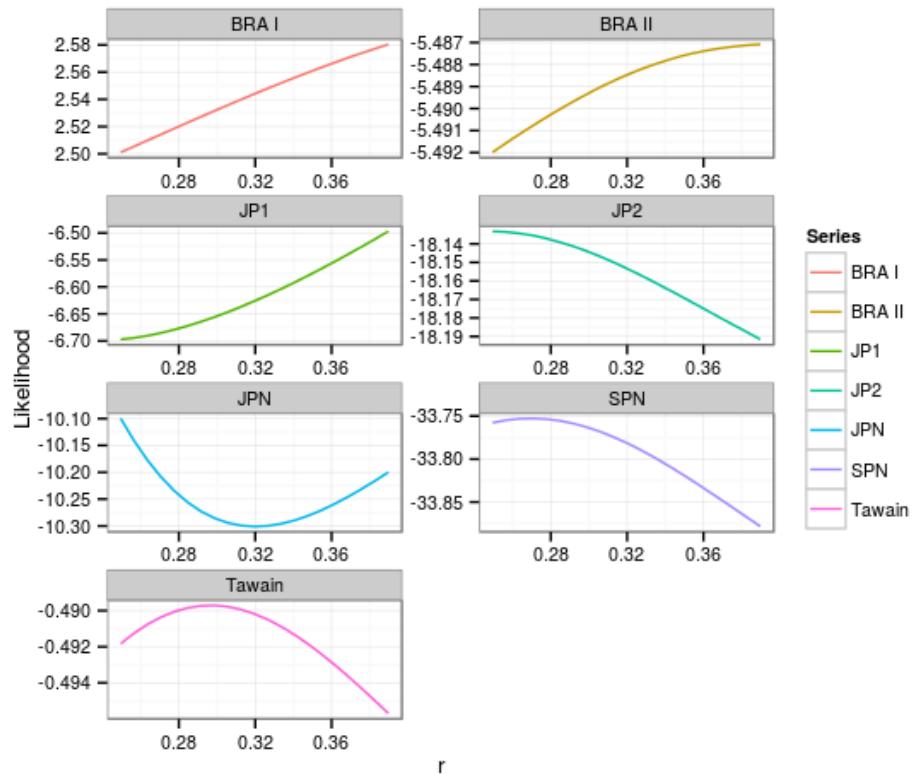


Figure 25. South Atlantic likelihood profiles for r by CPUE series.

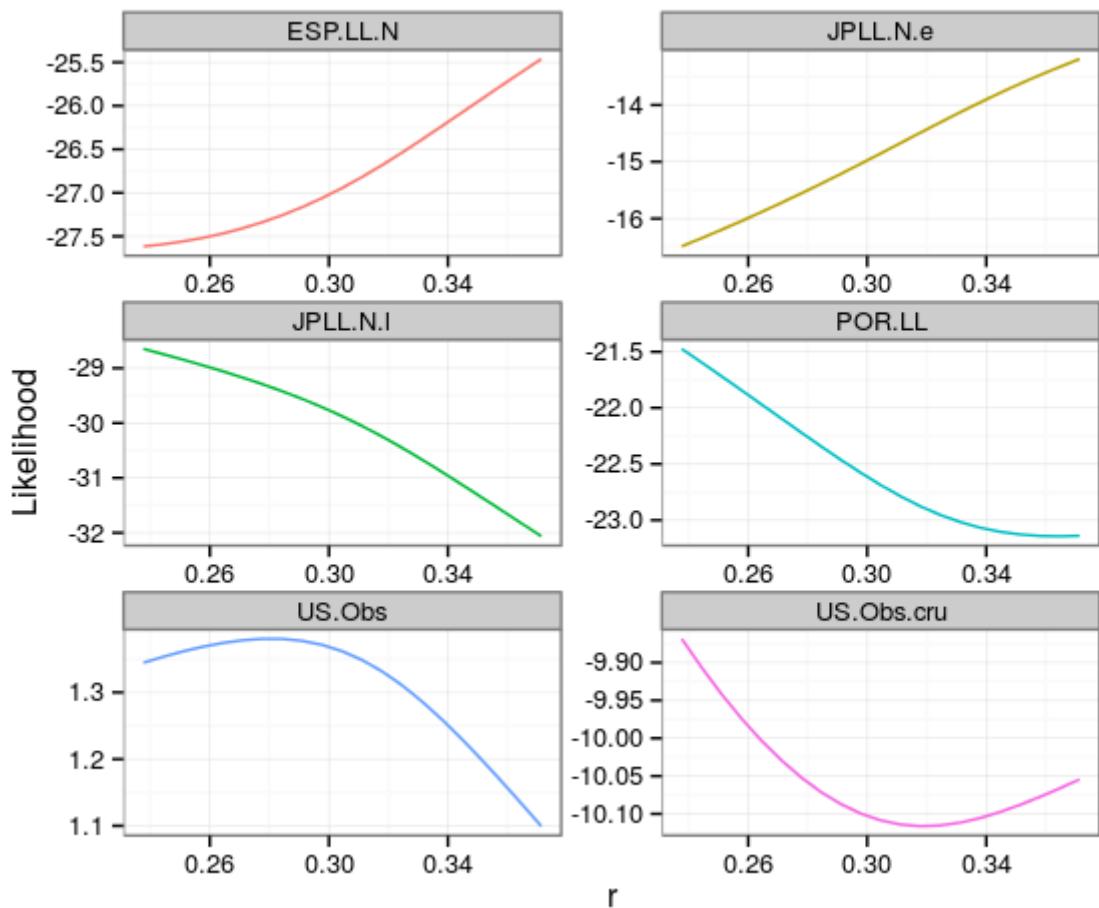


Figure 26. North Atlantic likelihood profiles for r by CPUE series, when Chinese-Taipei and Venezuela removed.

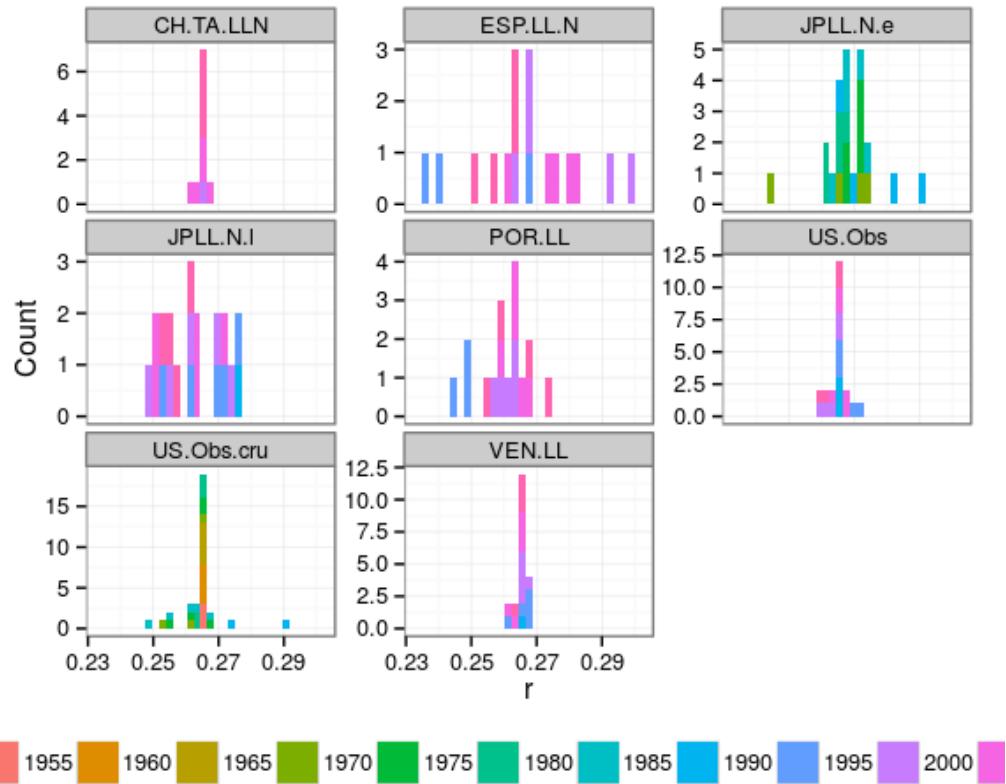


Figure 27. Jackknifed estimates of r for the North Atlantic, colors correspond to 5 year periods and panels, the indices.

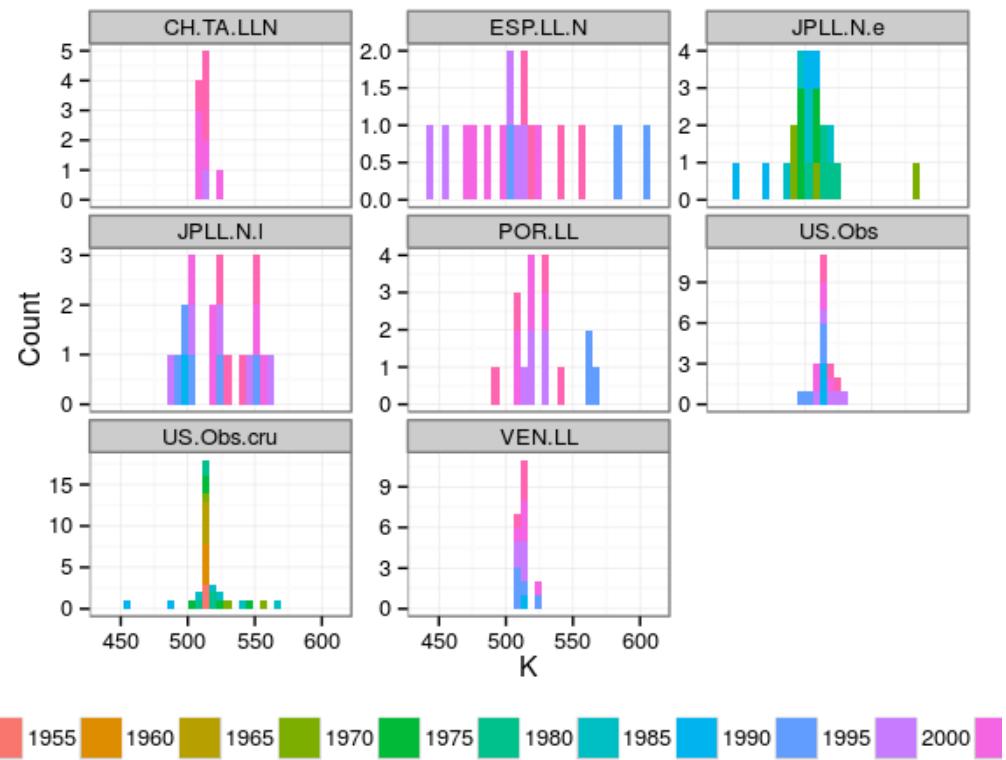


Figure 28. Jackknifed estimates of K for the North Atlantic, colors correspond to 5 year periods and panels, the indices.

AGENDA

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
2. Summary of available data for assessment
 - 2.1 Stock identity
 - 2.2 Catches
 - 2.3 Indices of abundance
 - 2.4 Biology
 - 2.5 Other relevant data
3. Methods and other data relevant to the assessment
 - 3.1 Production models
 - 3.2 Length-based age-structured models: Stock Synthesis
 - 3.3 Other methods
4. Stock status results
 - 4.1 Production models
 - 4.2 Stock Synthesis
 - 4.3 Other methods
 - 4.4 Synthesis of assessment results
5. Projections
6. Recommendations
 - 6.1 Research and statistics
 - 6.2 Management
7. Other matters
8. Adoption of the report and closure

LIST OF PARTICIPANTS

CONTRACTING PARTIES

BRAZIL

Carvalho, Felipe

Universidade Federal Rural de Pernambuco, Rua Dom Manoel de Medeiros, Bairro Dois Irmaos, Recife, Pernambuco, Brazil

E-Mail: fecor21@gmail.com

Hazin, Humberto

Universidade Federal Rural do semiárido, Av. Francisco Mota, 572, Costa e Silva, Mossoró - RN, 59625-900, Brazil

Tel: +55 81827768, E-Mail: hghazin@hotmail.com

CÔTE D'IVOIRE

Konan, Kouadio Justin

Centre de Recherches Océanologiques (CRO), 29 Rue des Pêcheurs, BP V 18, Abidjan 01, Côte d'Ivoire

Tel: +225 07 625 271, Fax: +225 21 351155, E-Mail: konankouadjustin@yahoo.fr

EUROPEAN UNION

Coelho, Rui

Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Avenida 5 de Outubro, s/n, 8700-305 Olhão, Portugal

Tel: +351 289 700 520, Fax: +351 289 700 535, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

Fernández Costa, Jose Ramón

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C. Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, Spain

Tel: +34 981 218 151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@co.ieo.es

Leone, Agostino

Laboratory of Genetics & Genomics of Marine Resources and Environment (GenoDREAM), Dept. BiGeA, University of Bologna, Via S. Alberto 163, 48123 Ravenna, Italy

Tel: +39 544/937311, Fax: +395 44937411, E-Mail: agostino.leone2@unibo.it

Macias, David

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Málaga, Puerto pesquero s/n, 29640 Fuengirola, Malaga, Spain

Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: david.macias@ma.ieo.es

Ortiz de Urbina, Jose María

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, Spain

Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

Pereira, João Gil

Universidade dos Açores, Departamento de Oceanografia e Pescas, Rua Professor Dr Frederico Machado, 9901-862 Horta Azores, Portugal

Tel: +351 292 200 406, Fax: +351 292 200 411, E-Mail: pereira@uac.pt

Shephard, Samuel

Inland Fisheries Ireland, Citywest Business Park, Dublin, Ireland

Tel: +353 86 1723878, Fax: E-Mail: s.shephard@qub.ac.uk

Poisson, François

IFREMER, UMR MARBEC (MARine Biodiversity Exploitation and Conservation) Avenue Jean Monnet, CS 30171 34203 Sète, France
E-Mail: francois.poisson@ifremer.fr

JAPAN**Katsuyama, Kiyoshi**

Japan Tuna Fisheries Co-operative Association, 2-31-1 Eitai, Koto-ku, Tokyo Chiyoda-Ku 135-0034, Japan
Tel: +81 3 5646 2382, Fax: +81 3 5646 2652, E-Mail: katsuyama@japantuna.or.jp

Yokawa, Kotaro

Research Coordinator, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Fisheries Research Agency 5-7-1 Orido, Shimizu-ku, Shizuoka 424-8633, Japan
Tel: +81 54 336 6000, Fax: +81 543 359642, E-Mail: yokawa@affrc.go.jp

NAMIBIA**Kathena, Johannes Nduvudi**

Ministry of Fisheries and Marine Resources - NatMIRC, Strand Street, Box 912, Swakopmund, Namibia
Tel: +264 64 410 1000, E-Mail: jkathena@mfmr.gov.na

Niinkoti, Suama

Ministry of Fisheries and Marine Resources, NatMIRC Strand Street, Box 912, Swakopmund, Namibia
Tel: +264 64 410 1000, E-Mail: sniinkoti@mfmr.gov.na

S. TOMÉ E PRÍNCIPE**Anibal, Olavio**

Inspector Sanitario, Direcção das Pescas, C.P. 59, São Tomé, Santo Tomé & Príncipe
Tel: +239 990 5019, Fax: +239 222828, E-Mail: olavoanibal@hotmail.com; etybi@yahoo.fr

SOUTH AFRICA**Da Silva, Charlene**

Department of Agriculture Forestry and Fisheries, P/Bag X2, Rogebaai, 8012 Cape Town, South Africa
Tel: +27 74 589 2790, Fax: +27 21 4033034, E-Mail: CharleneD@daff.gov.za

UNITED STATES**Babcock, Elizabeth**

Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States
Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Cortés, Enric

Research Fishery Biologist, NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Panama City Laboratory 3500 Delwood Beach Road, Panama City Florida, United States
Tel: +1 850 234 6541, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: enric.cortes@noaa.gov

Courtney, Dean

NOAA/NMFS/SEFSC Panama City Laboratory, 3500 Delwood Beach Road, Panama City Beach Florida 32408, United States
Tel: +1 850 234 6541, E-Mail: dean.courtney@noaa.gov

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33021, United States
Tel: +1 305 898 4035, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

URUGUAY**Domingo, Andrés**

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo, Uruguay
Tel: +5982 400 46 89, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: adomingo@dinara.gub.uy; dimanchester@gmail.com

OBSERVERS FROM NON-CONTRACTING COOPERATING PARTIES, ENTITIES AND FISHING ENTITIES

CHINESE TAIPEI

Liu, Kwang-Ming

Institute of Marine Affairs and Resource Management, National Taiwan Ocean University, No. 2 Pei-Ning Road, 20224 Keelung, Chinese Taipei

Tel: +886 24620291, Fax: +886 24620291, E-Mail: kmliu@mail.ntou.edu.tw

OBSERVERS FROM INTER-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

INTERNATIONAL COUNCIL FOR THE EXPLORATION OF THE SEA - ICES

Figueiredo, Ivone

IPMA - Instituto de Investigacao das Pescas e do Mar, Avenida de Brasil 1449, Lisboa, Portugal

Tel: +351 21 302 7000, Fax: E-Mail: ifigueiredo@ipma.pt

Walker, Paddy

VHL, University of Applied Sciences, Postbox 1528, 8901 BV Leeuwarden, Netherlands

Tel: +31 6222 78193, Fax: +31 5828 46423, E-Mail: paddy.walker@wur.nl

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

OCEANA

Perry, Allison

Oceana, C/ Leganitos, 47, 6º, 28013 Madrid, Spain

Tel: +34 91 144 0880, Fax: +34 91 144 0890, E-Mail: aperry@oceana.org

PEW CHARITABLE TRUSTS - PEW

Baez, Stacy

The Pew Charitable Trusts, 901 E Street NW, Washington, DC 20004, United States

Tel: +1 202 591 6757, E-Mail: sbaez@pewtrusts.org

SCRS CHAIRMAN

Die, David

SCRS Chairman, Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States

Tel: +1 305 421 4607, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

ICCAT EXTERNAL EXPERT

Aires-da-Silva, Alexandre

Inter-American Tropical Tuna Commission - IATTC, 8901 La Jolla Shore Drive, La Jolla California 92037-1508, United States

Tel: +1 858 546 7022, Fax: +1 858 546 7133, E-Mail: alexdasilva@iattc.org

ICCAT EXTERNAL CONTRACTOR

Beare, Doug

8 West Street, Sebsey, West Sussex PO209AA, United Kingdom

Tel: +44 124 360 2834, E-Mail: doug.beare@gmail.com

ICCAT Secretariat

C/Corazón de María, 8 – 6 y 7 planta, 28002 Madrid, Spain

Tel: +34 91 41656 00; Fax: +34 91 4152612; E-mail:info@iccat.int

Neves dos Santos, Miguel

De Bruyn, Paul

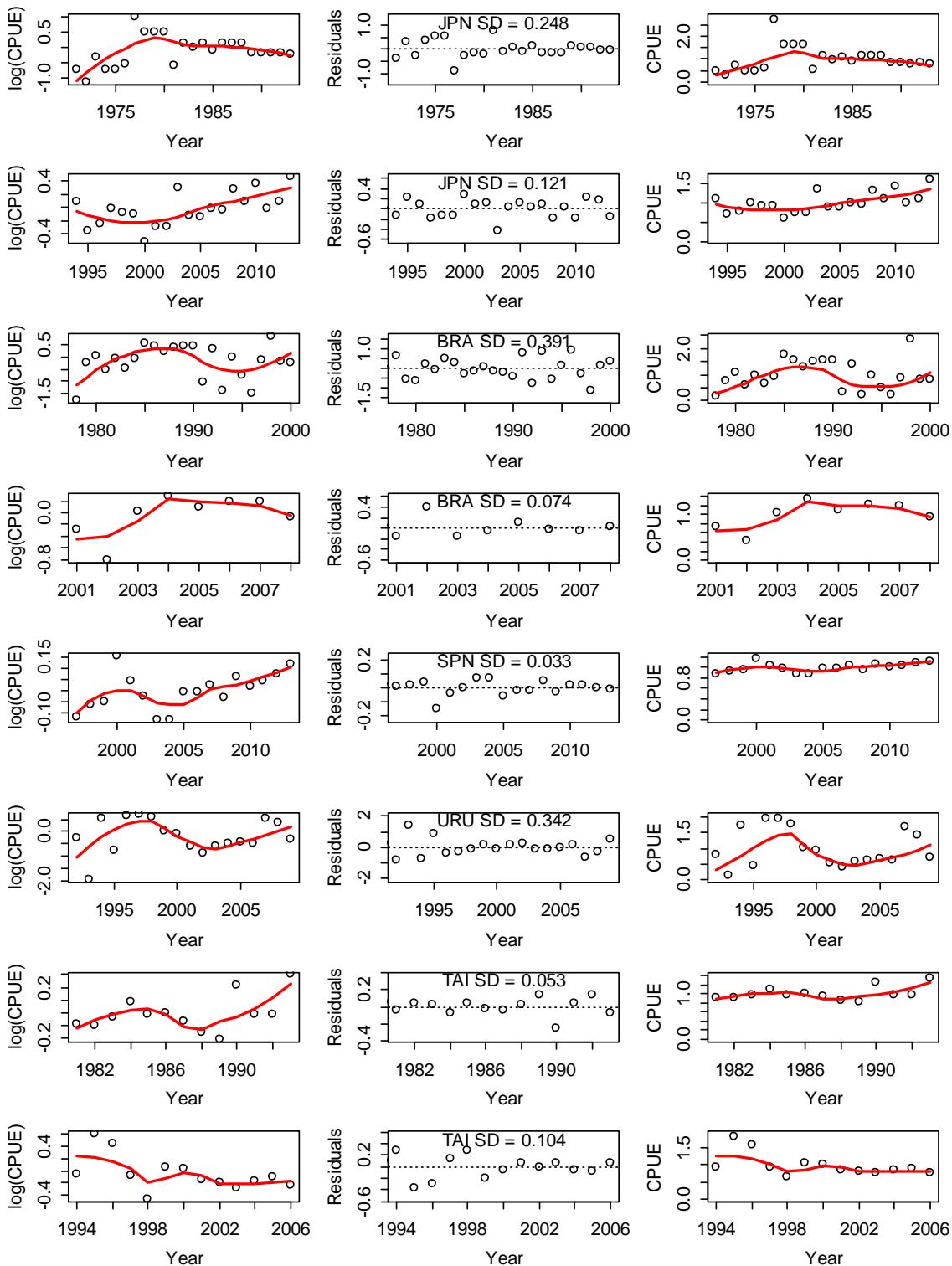
Kell, Laurence

LIST OF DOCUMENTS

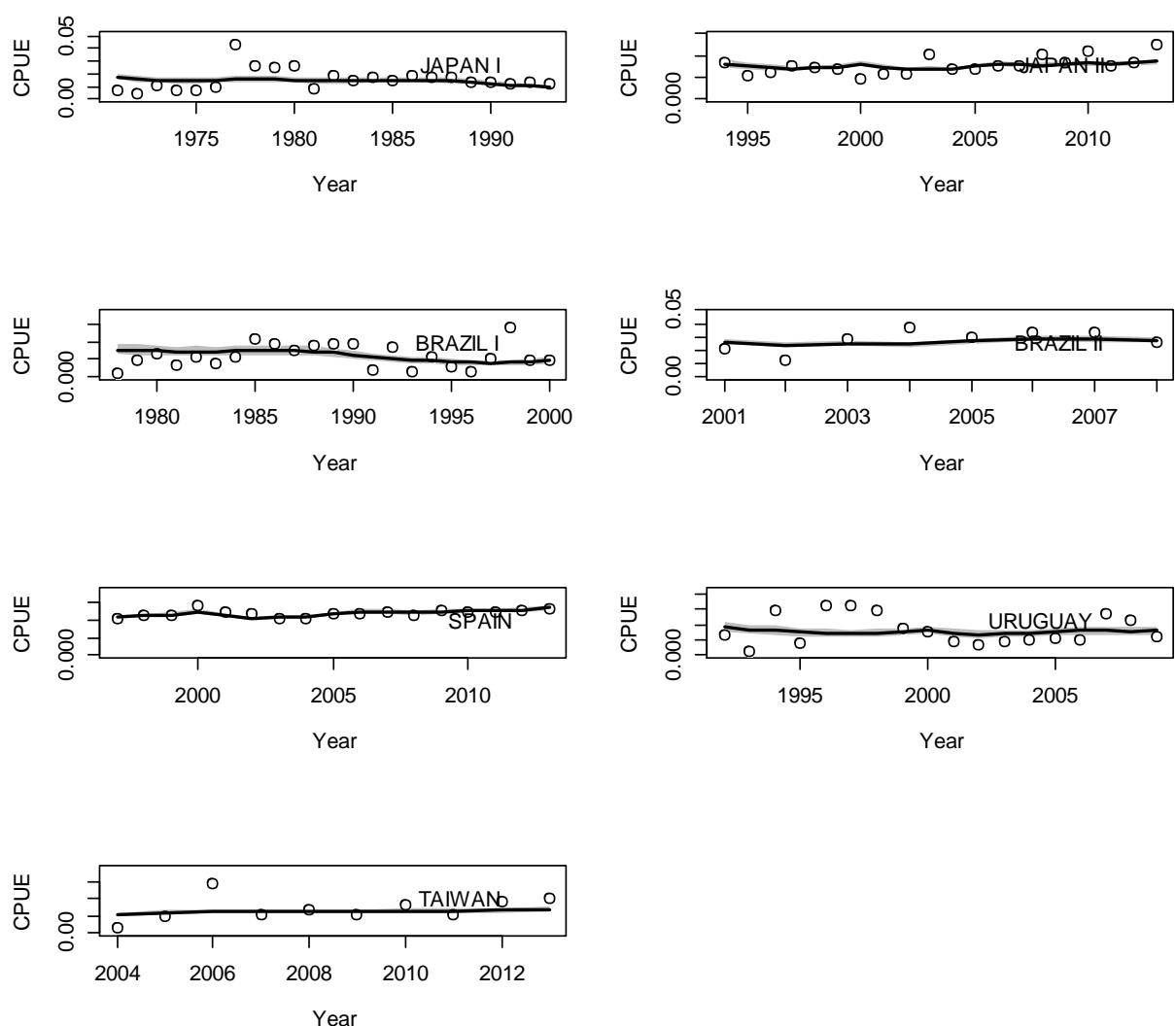
<i>Document #</i>	<i>Title</i>	<i>Authors</i>
SCRS/2015/132	Updated and revised standardized catch rates of blue sharks caught by the Taiwanese longline fishery in the Atlantic Ocean	Tsai W.-P. and Liu K.-M.
SCRS/2015/133	Standardized catch rates of blue shark (<i>Prionace glauca</i>) caught by the Brazilian tuna longline fleet (1978-2012) using generalized linear mixed models (GLMM)	Hazin H., Hazin F.H.V. and Mourato B.
SCRS/2015/137	Recent data (2007-2013) from the Irish blue shark recreational fishery	Wögerbauer C., O'Reilly S., Doody C., Green P. and Roche W.
SCRS/2015/141	Combined indices of abundance of blue shark in the north and south Atlantic Ocean	Cortés E.
SCRS/2015/142	Estimates of maximum population growth rate and steepness for blue sharks in the north and south Atlantic Ocean	Cortés E.
SCRS/2015/150	Bayesian surplus production model applied to blue shark catch, CPUE and effort data	Babcock E.A. and Cortés E.
SCRS/2015/151	Preliminary stock synthesis (SS3) model runs conducted for north Atlantic blue shark	Courtney D.
SCRS/2015/153	Stock assessment of south Atlantic blue shark (<i>Prionace glauca</i>) through 2013	Carvalho F. and Winker H.
SCRS/P/2015/030	A modelling approach to estimate overall Atlantic fishing effort by time-area strata (EffDis)	Beare D.
SCRS/P/2015/031	MedBluesGen: A population genetic study on Mediterranean blue shark for stock identification and conservation	Leone A.

DETAILS OF THE BAYESIAN STATE SPACE SURPLUS PRODUCTION MODEL RUNS

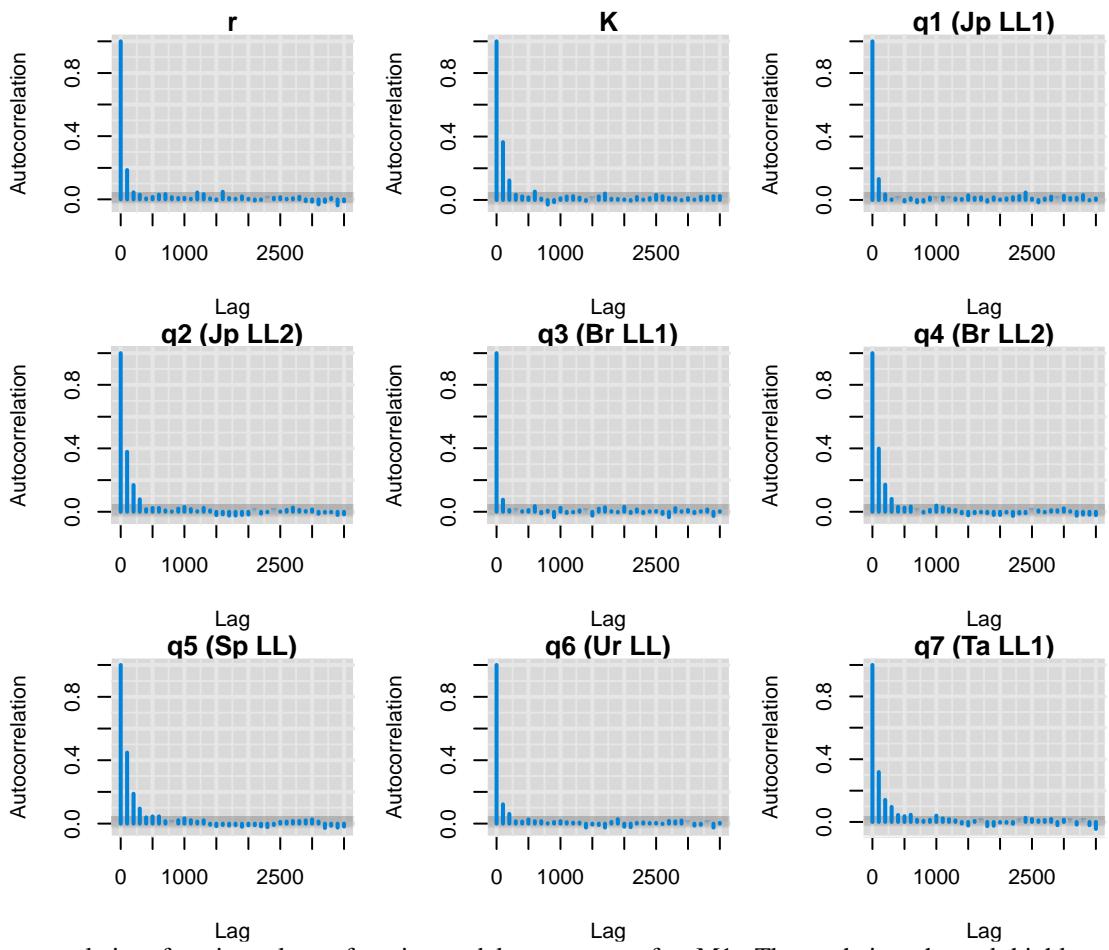
Model: M1



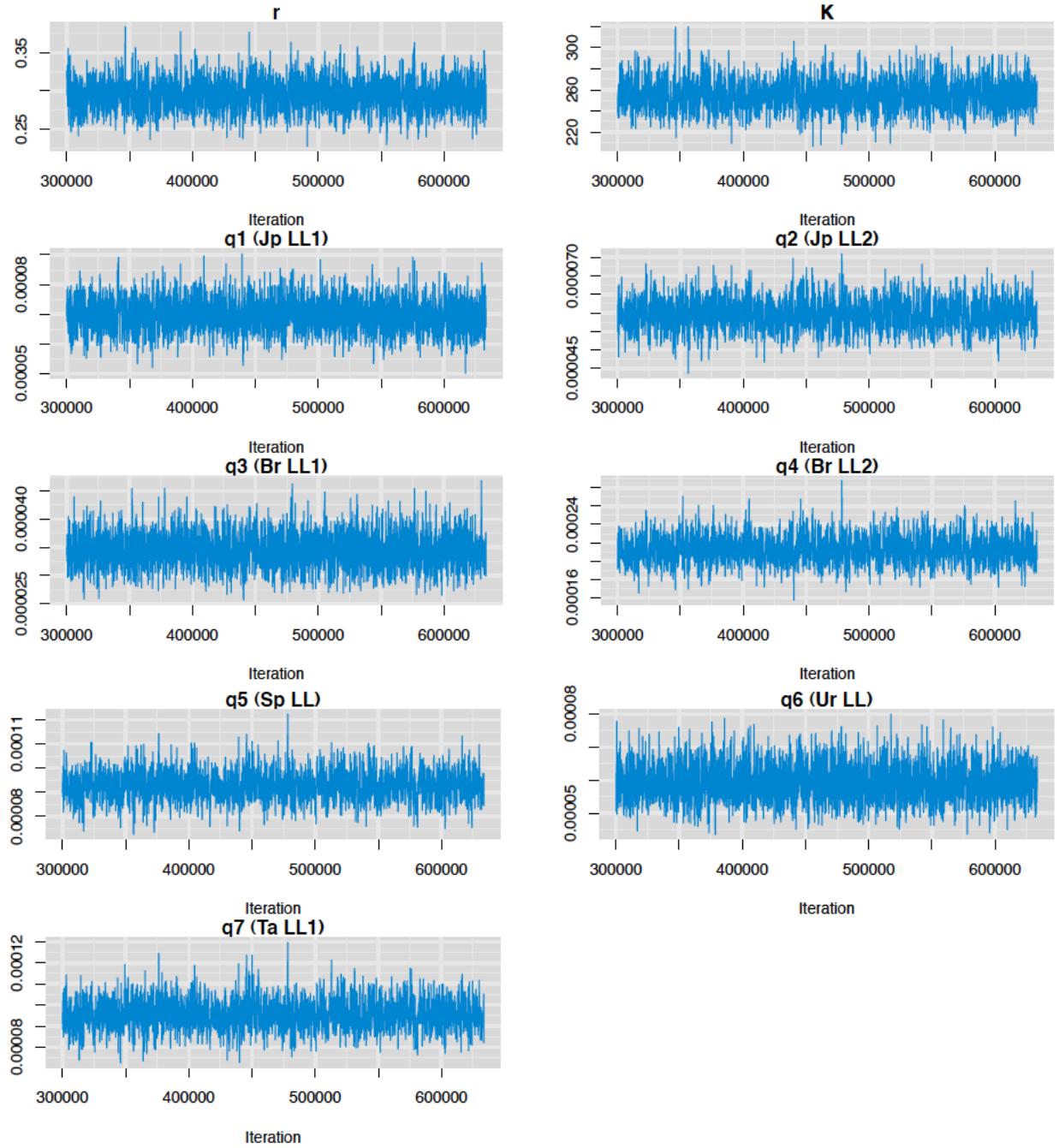
Loess smoother fits used to estimate CVs for CPUE series as input for the assessments (c.f. Francis 2011). Left panel: Smoother fits to log(CPUE) data; Middle panel: Residual plots and estimated CVs for each times series and time-block (where applicable). Right panel: Loess smoother fits illustrated for CPUE indices.



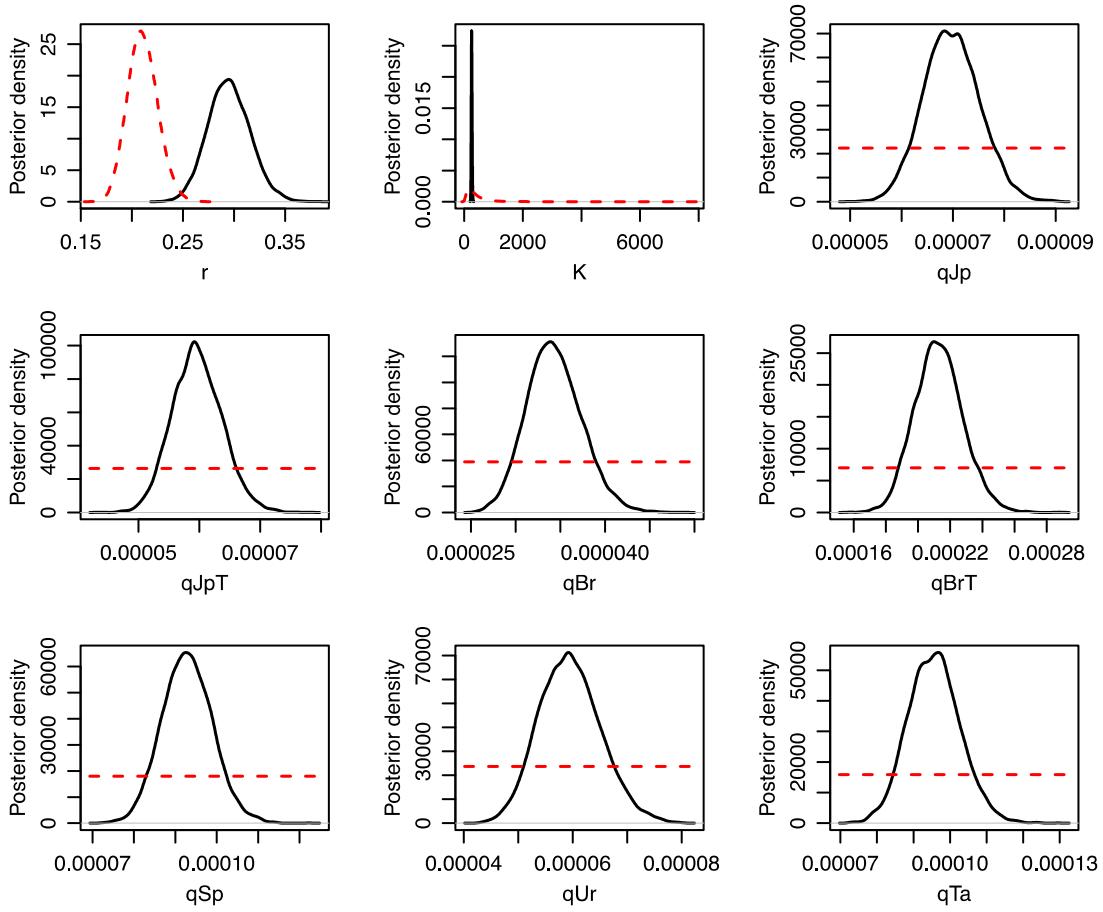
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M1. Shaded grey area indicates 95% C.I.



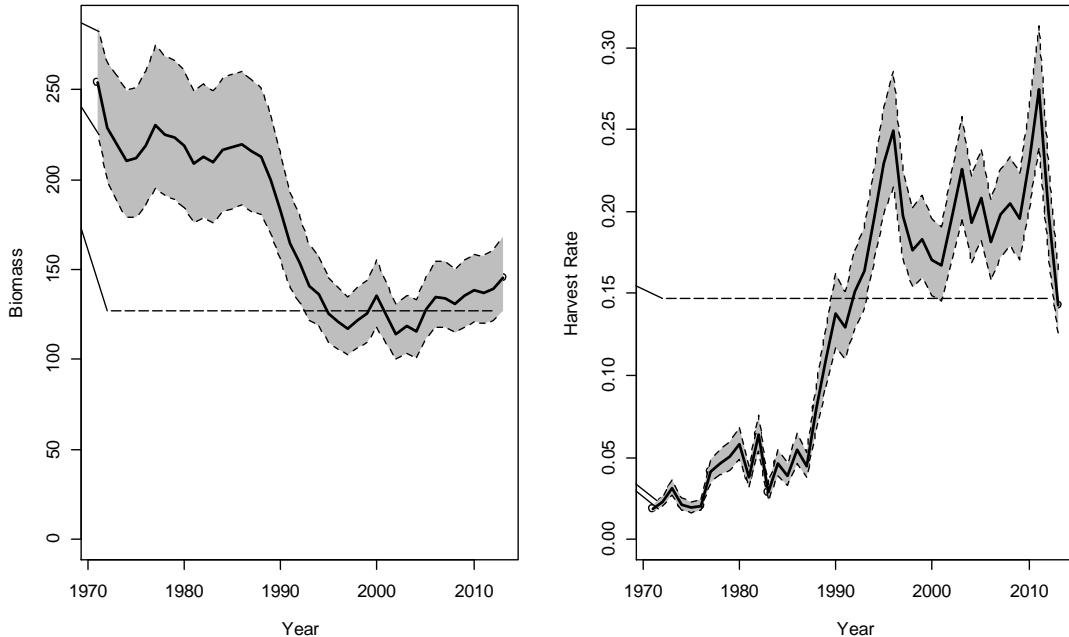
Autocorrelation function plots of main model parameters for M1. Three chains showed highly coherent autocorrelation plots.



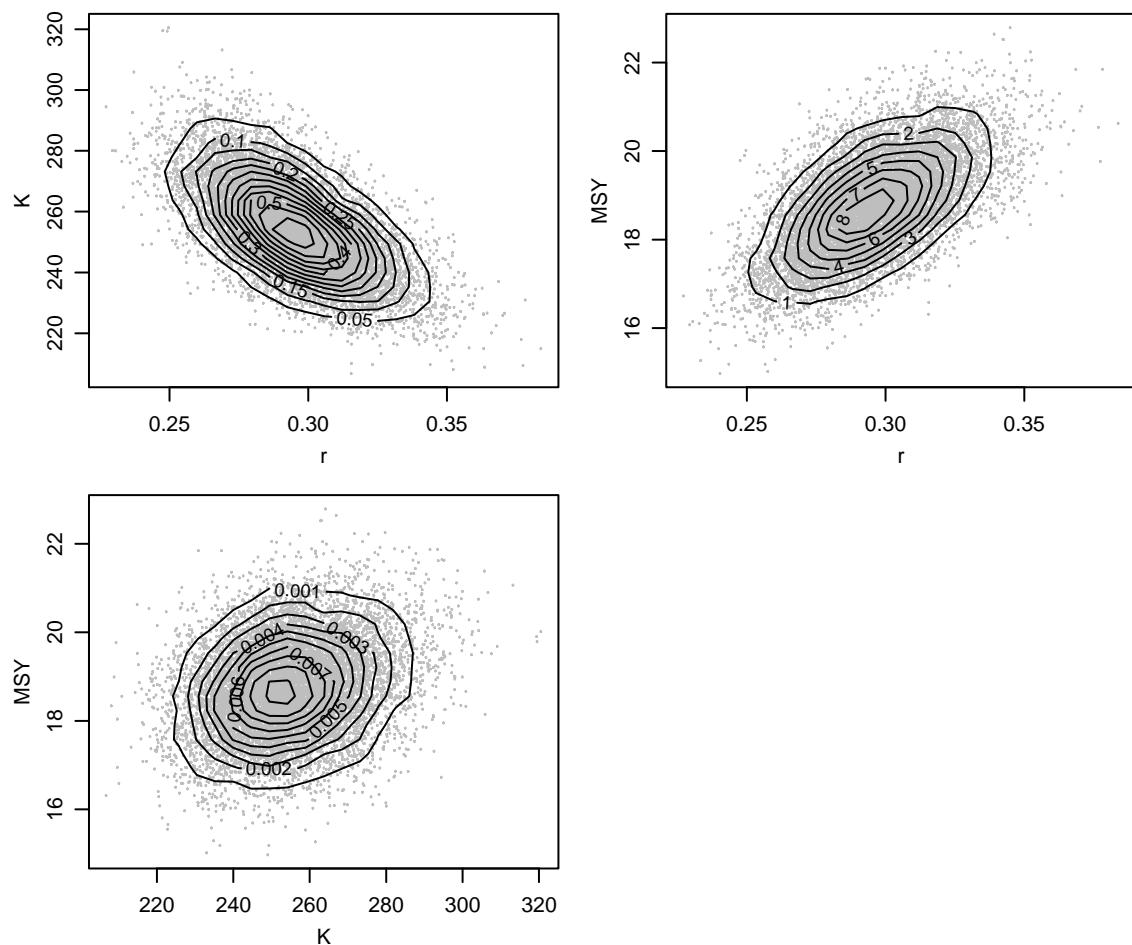
Trace plots for the main model parameters drawn from MCMC samples for M1 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M1 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

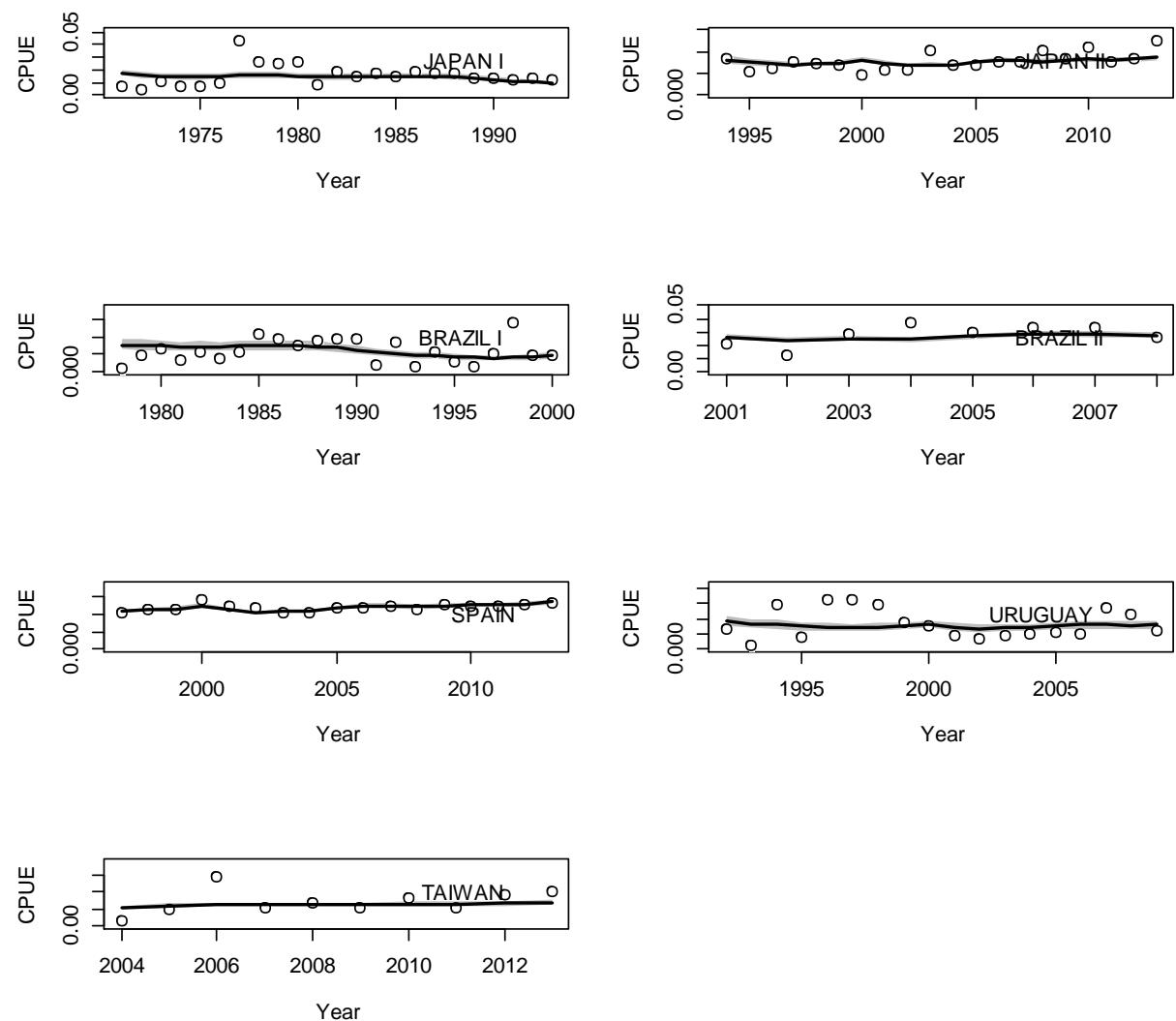


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M1 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

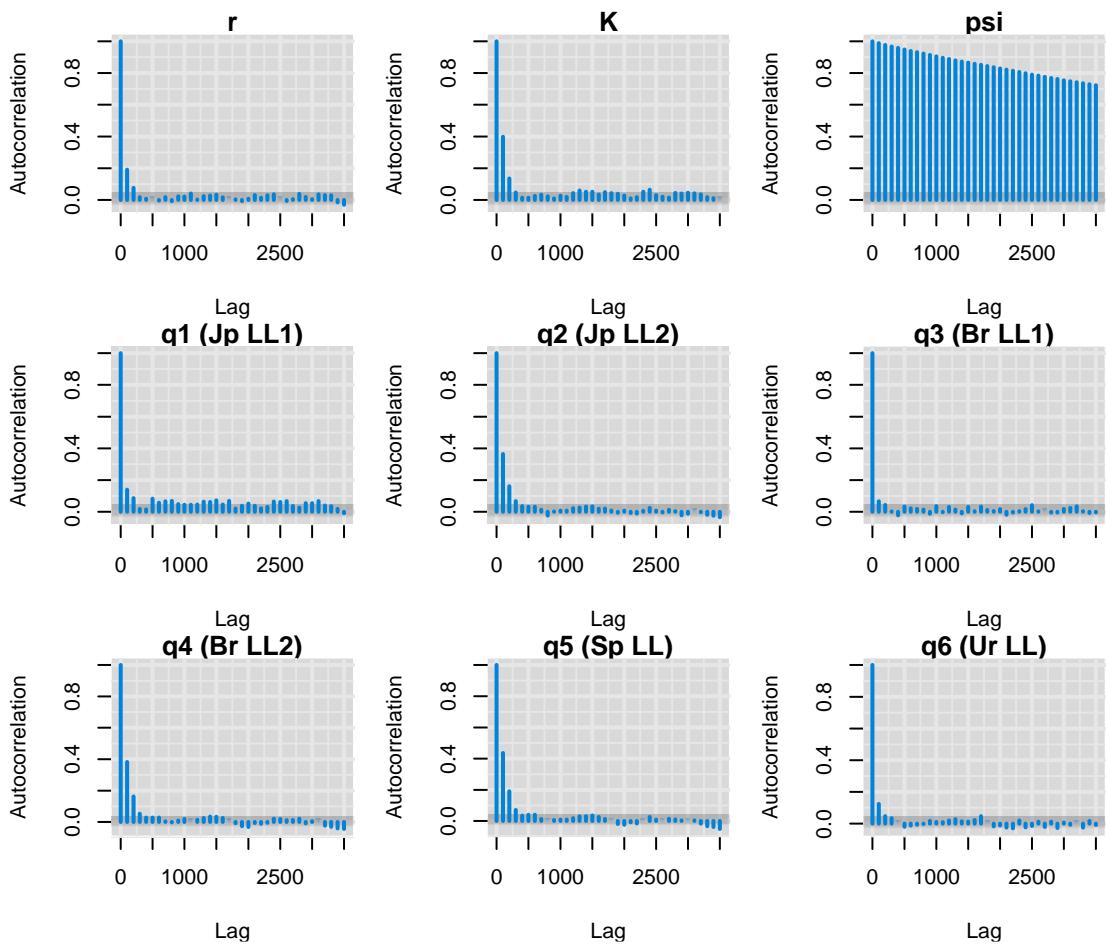


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M1 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

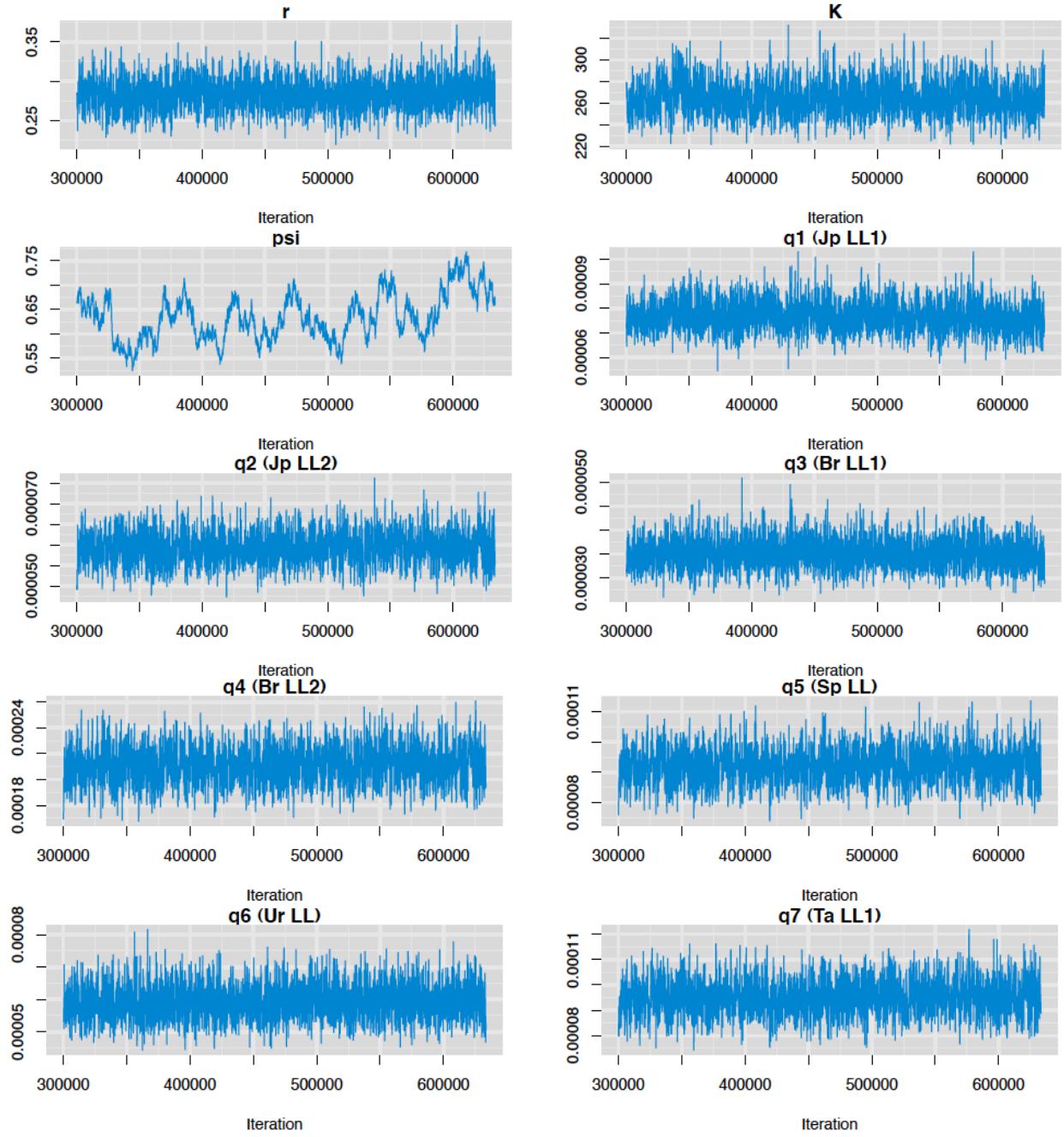
Model: M2



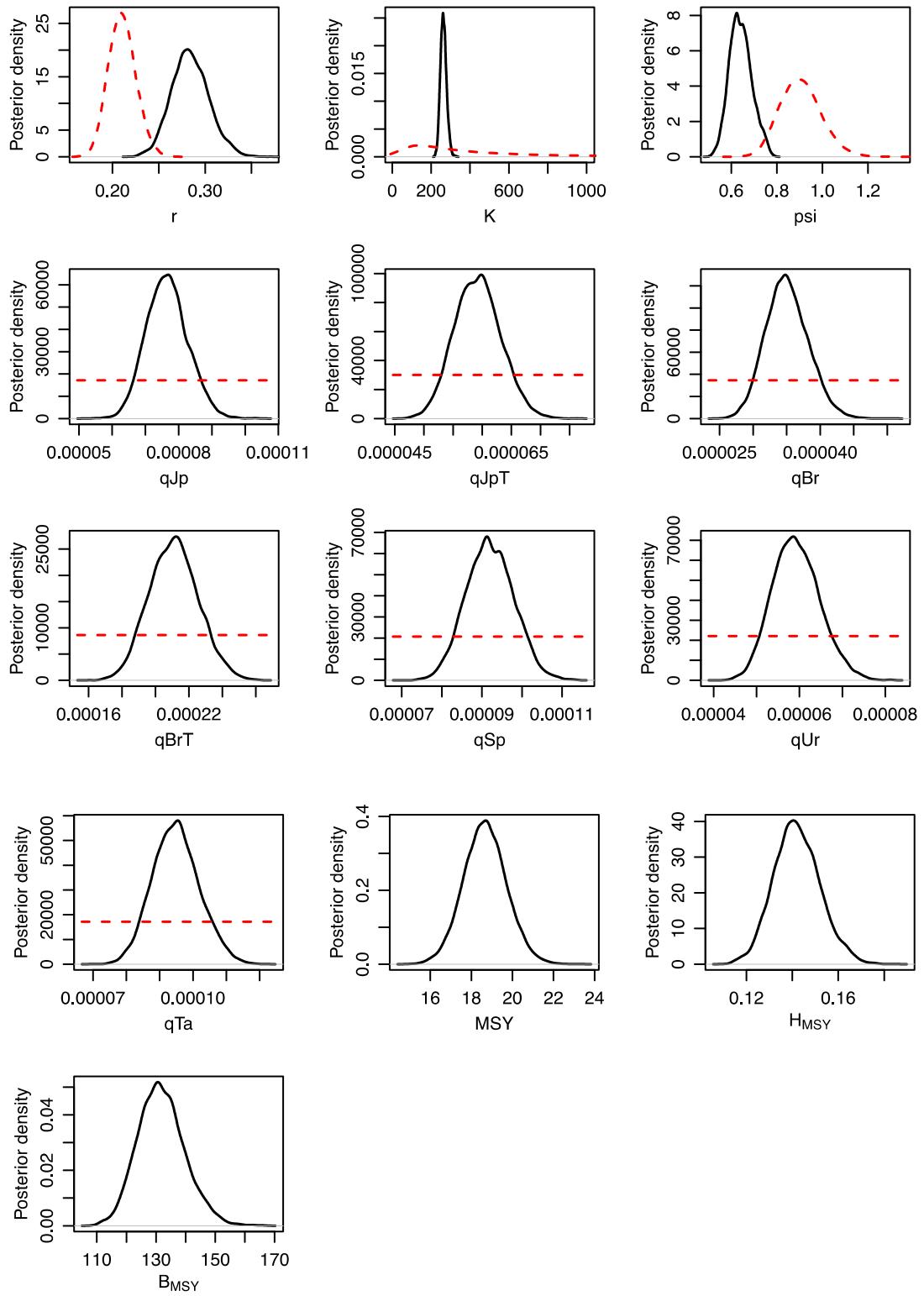
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M2. Shaded grey area indicates 95% C.I.



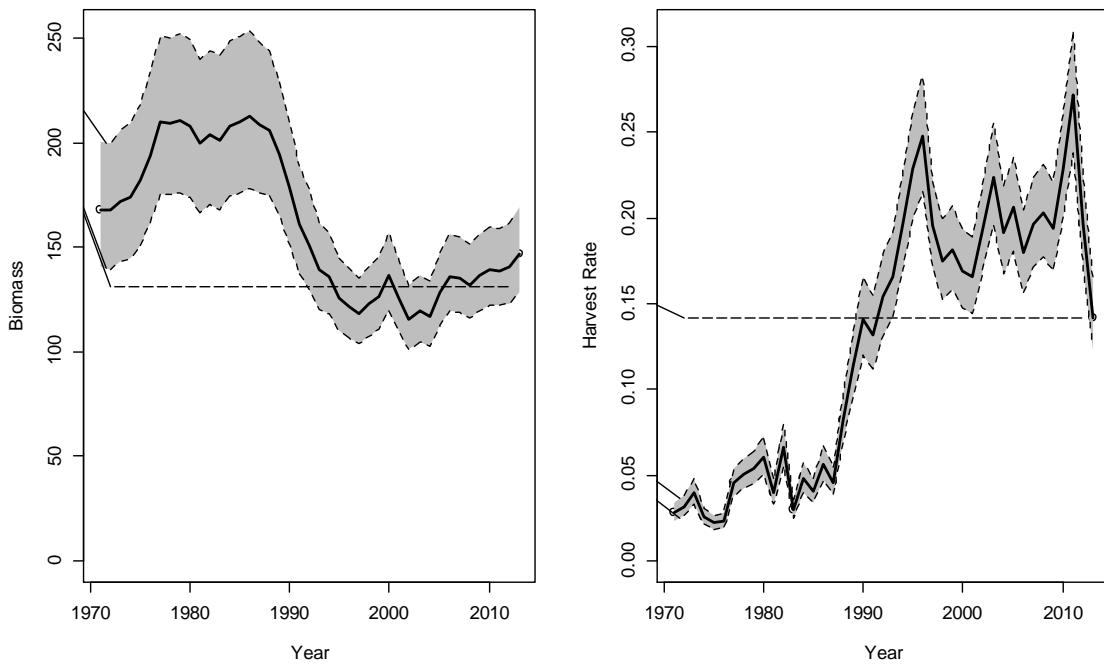
Autocorrelation function plots of main model parameters for M2. Three chains showed highly coherent autocorrelation plots.



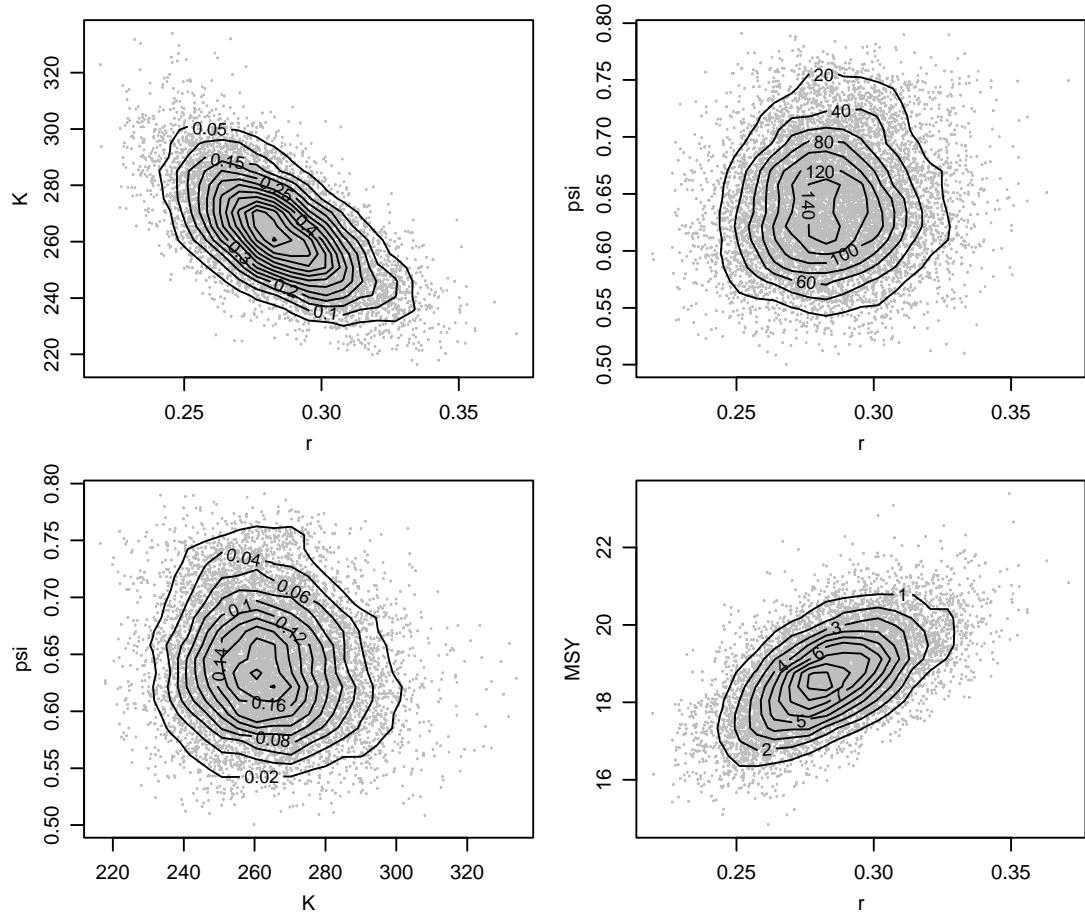
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples M2 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M2 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

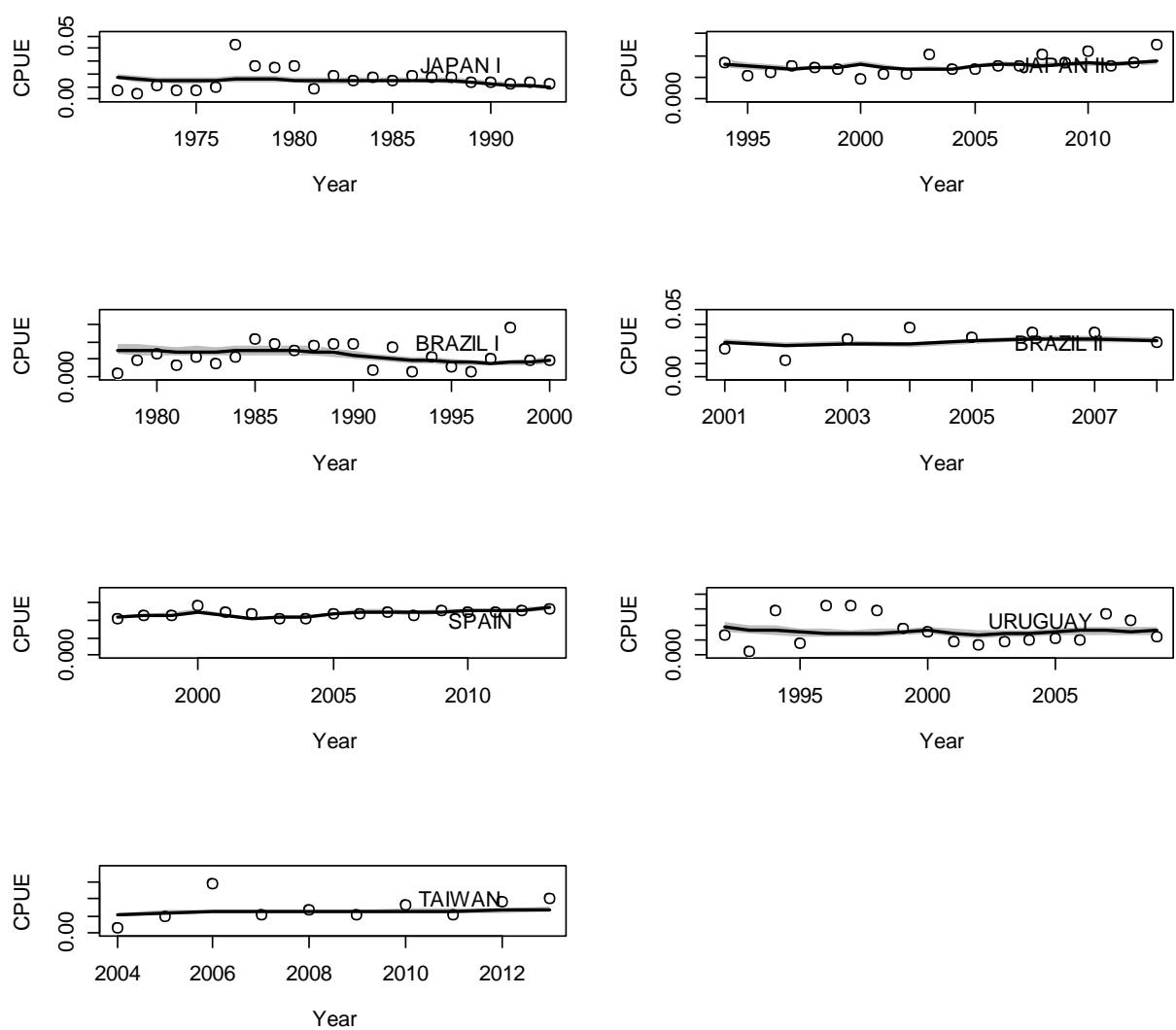


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M2 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

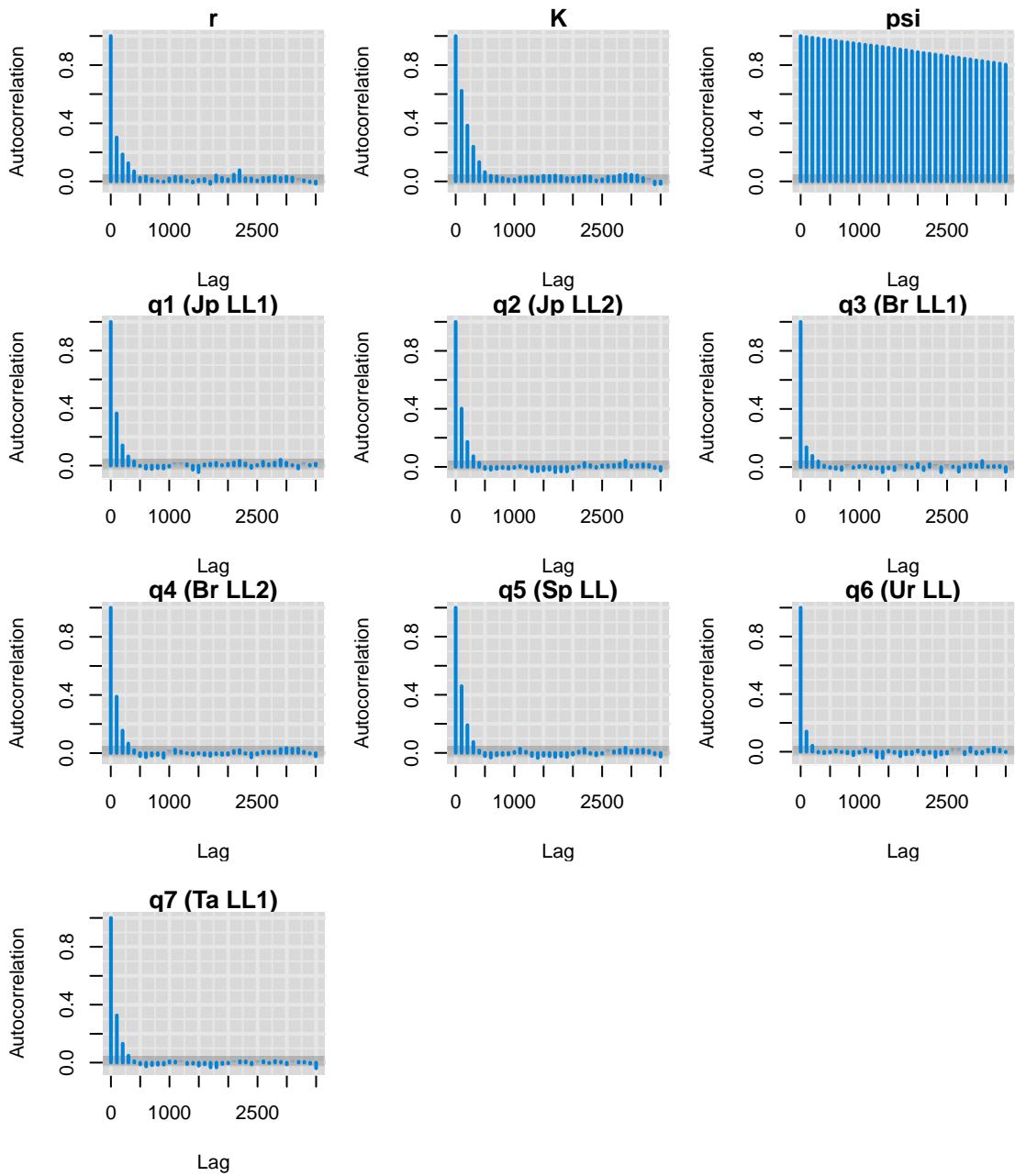


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M2 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

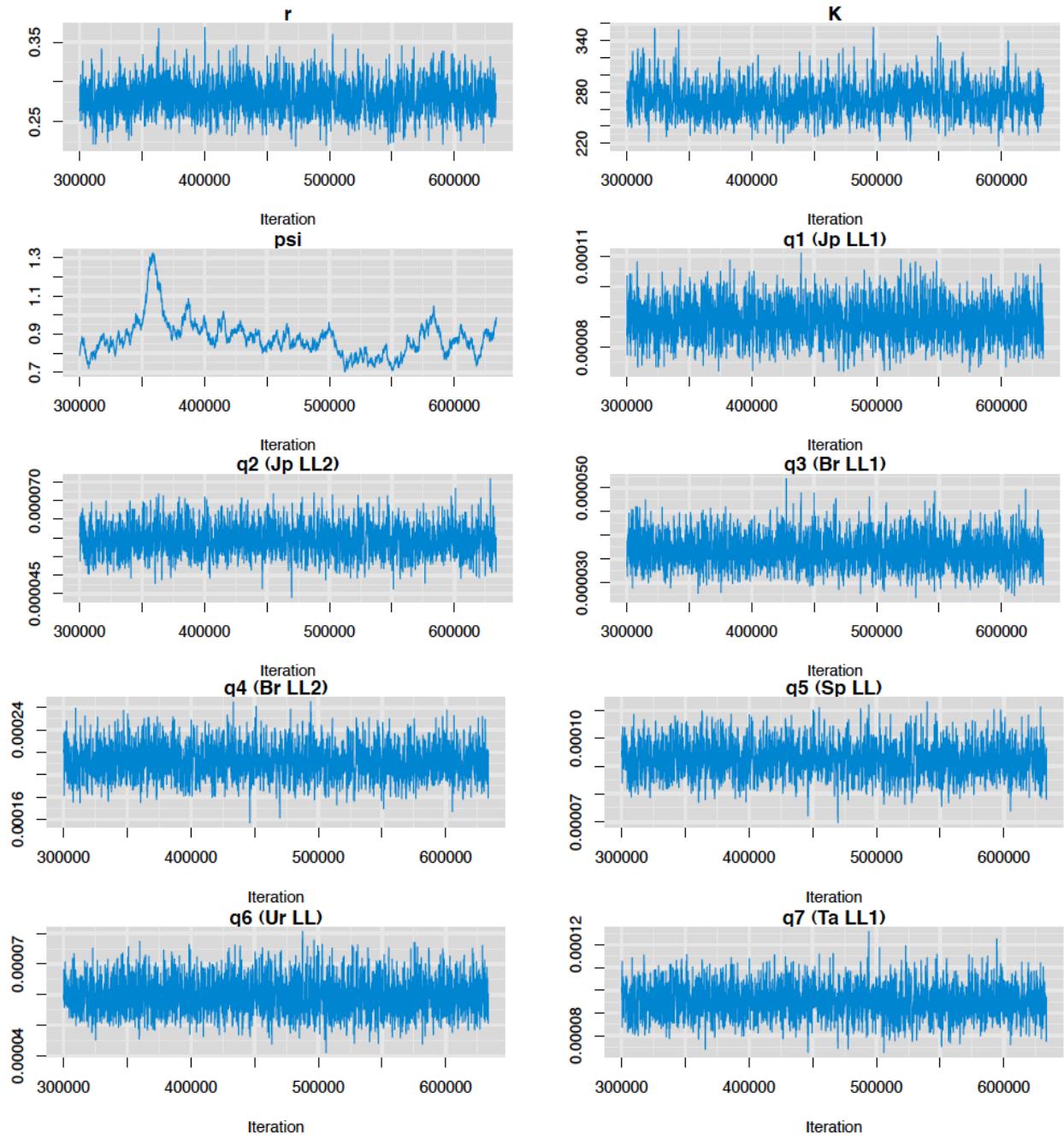
Model: M3



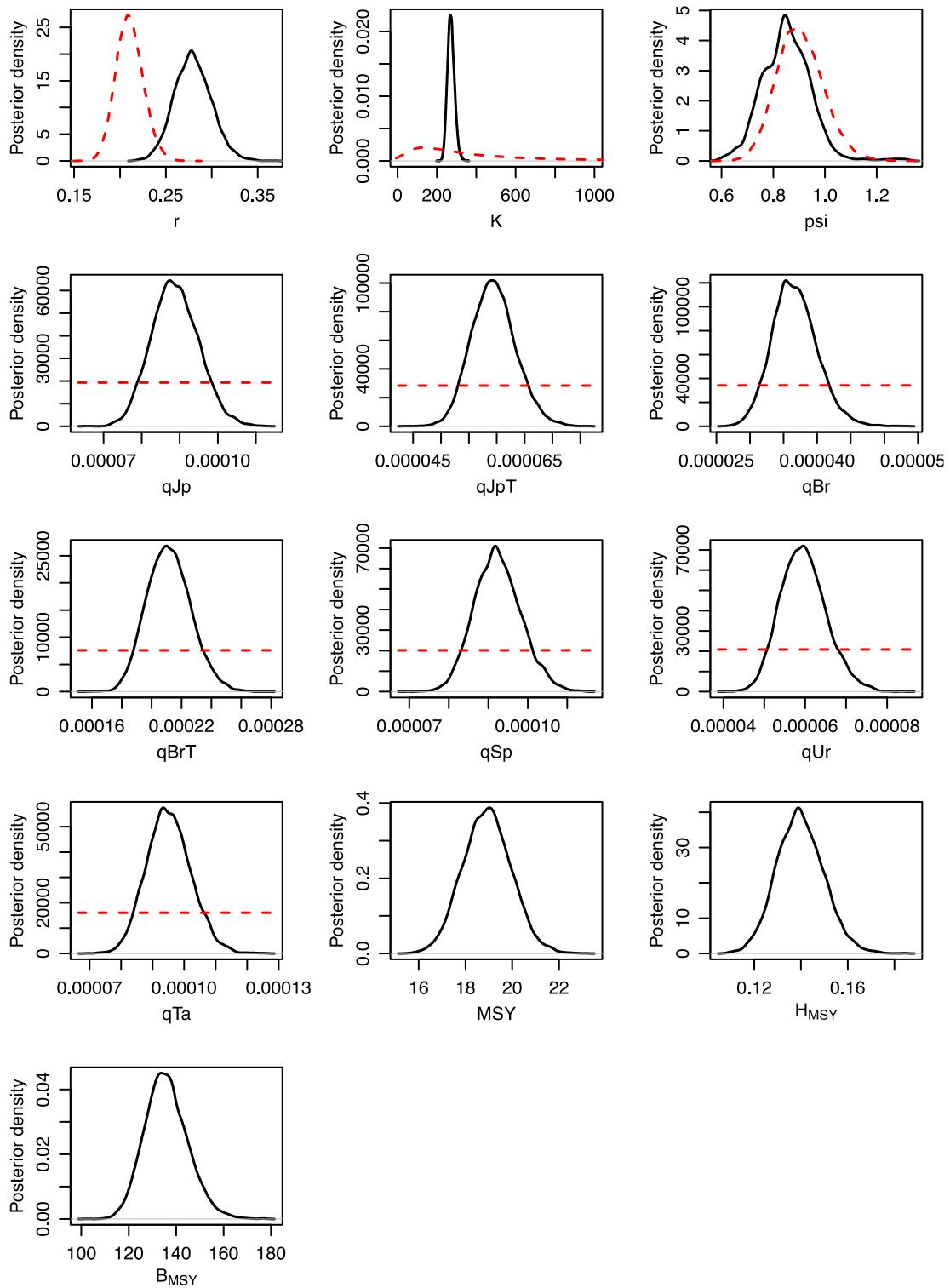
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M3. Shaded grey area indicates 95% C.I.



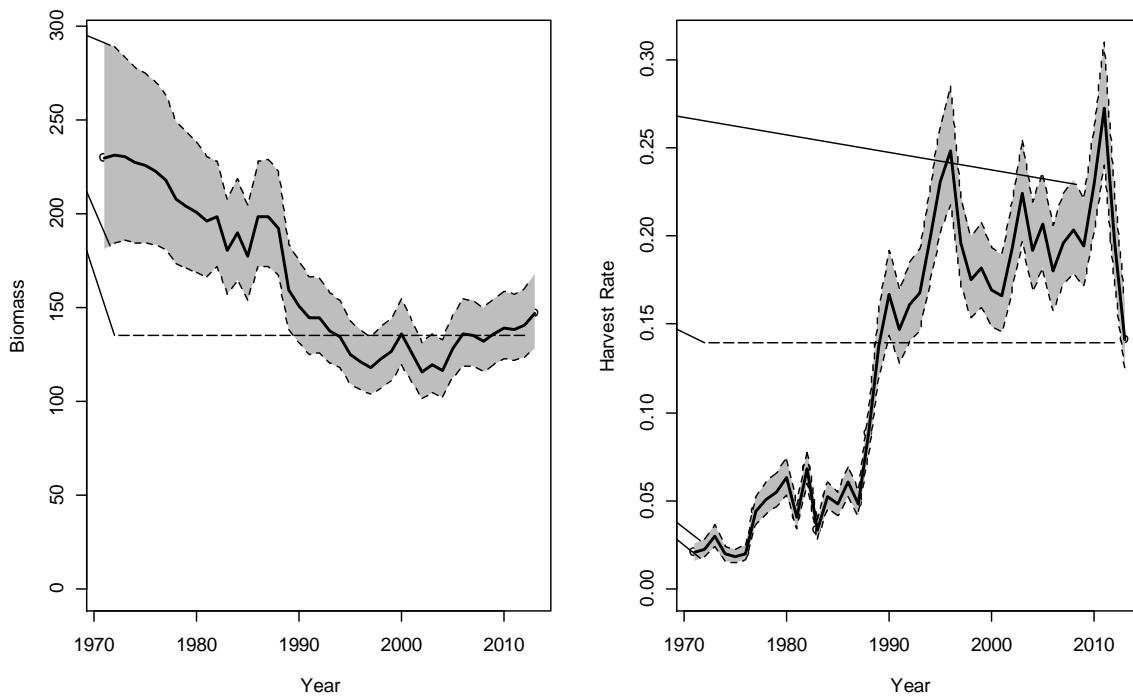
Autocorrelation function plots of main model parameters for M3. Three chains showed highly coherent autocorrelation plots.



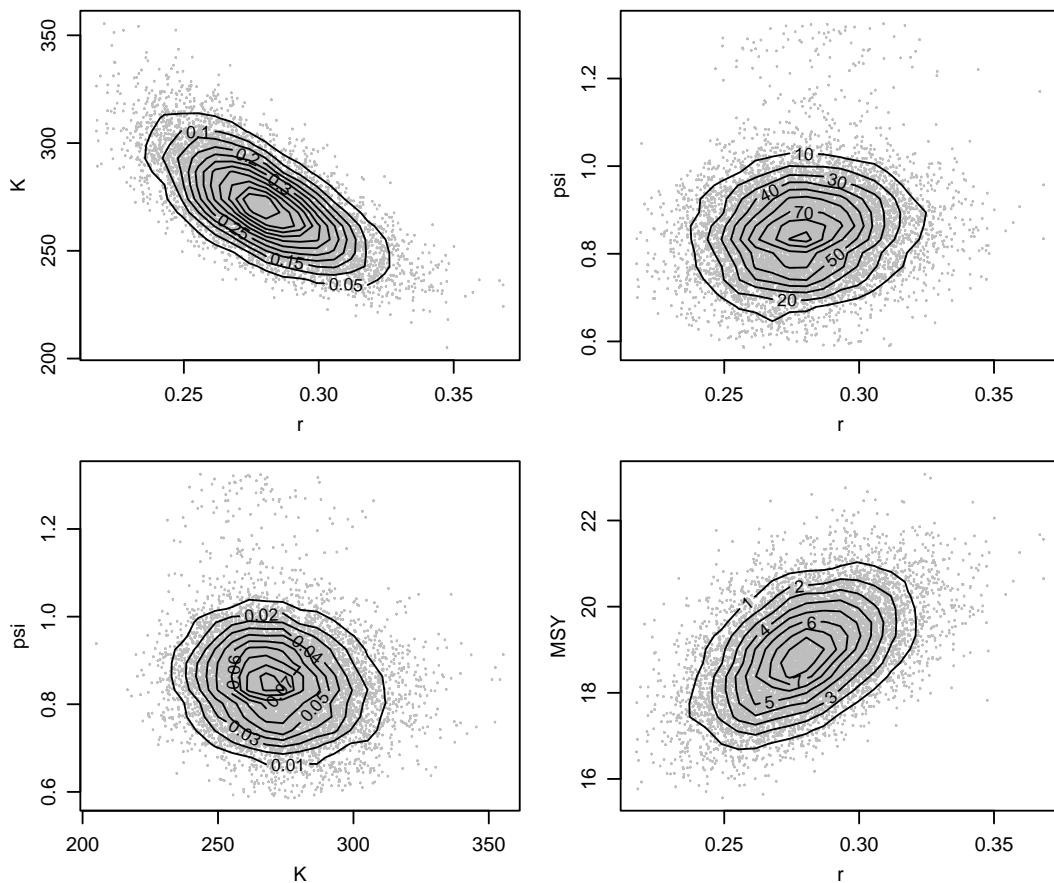
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M3 for the South Atlantic blue shark.



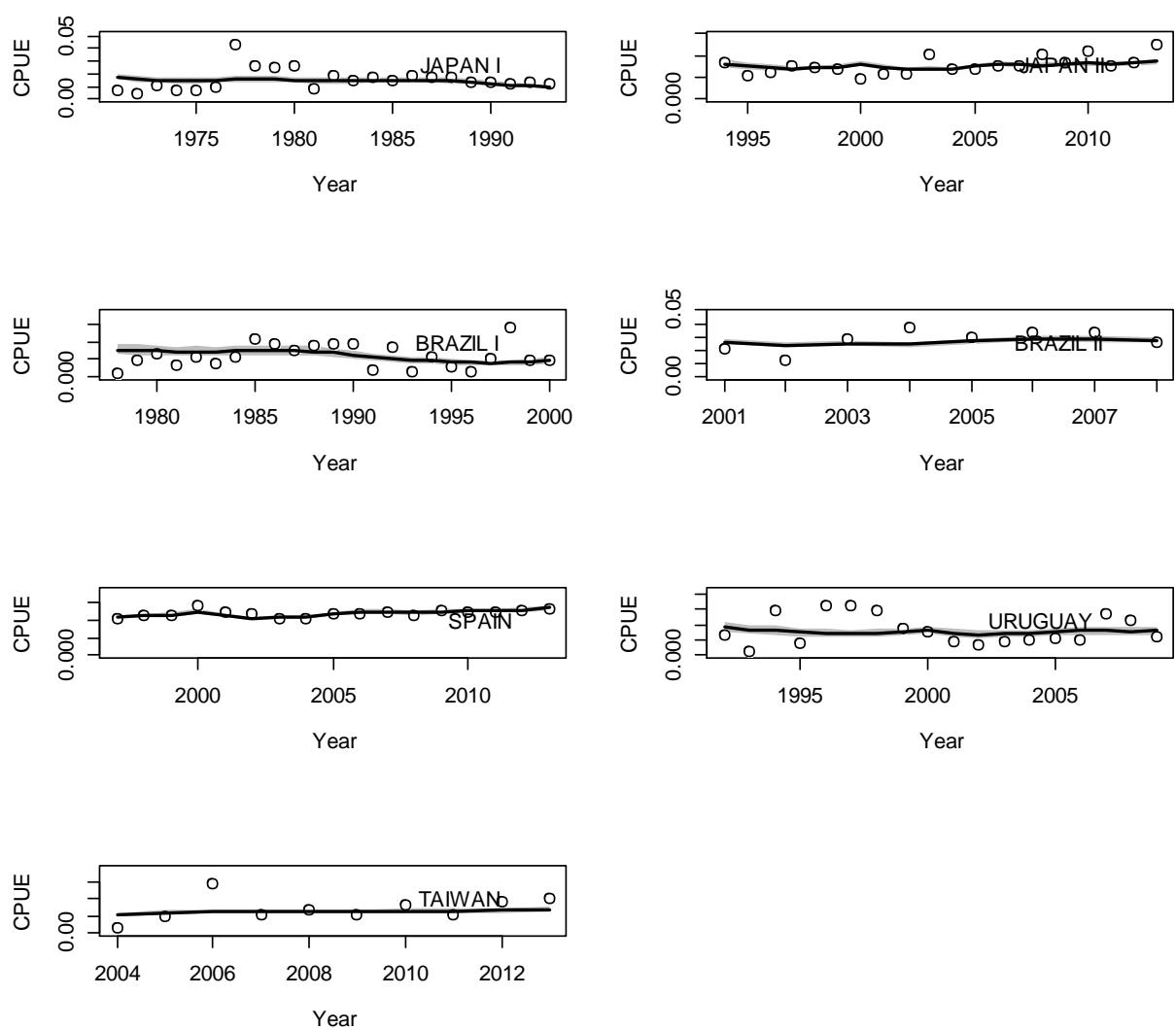
Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M3 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.



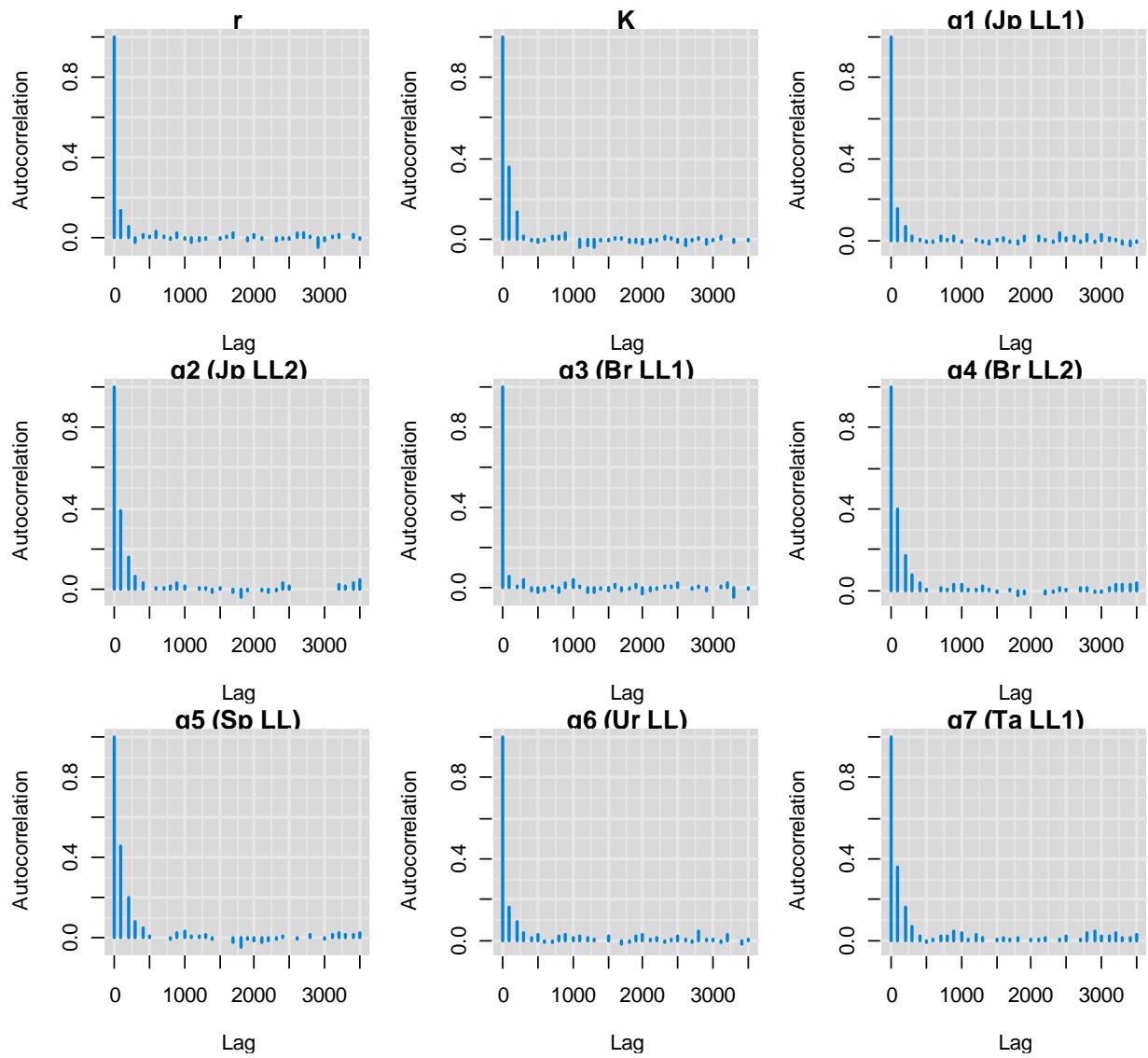
Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M3 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .



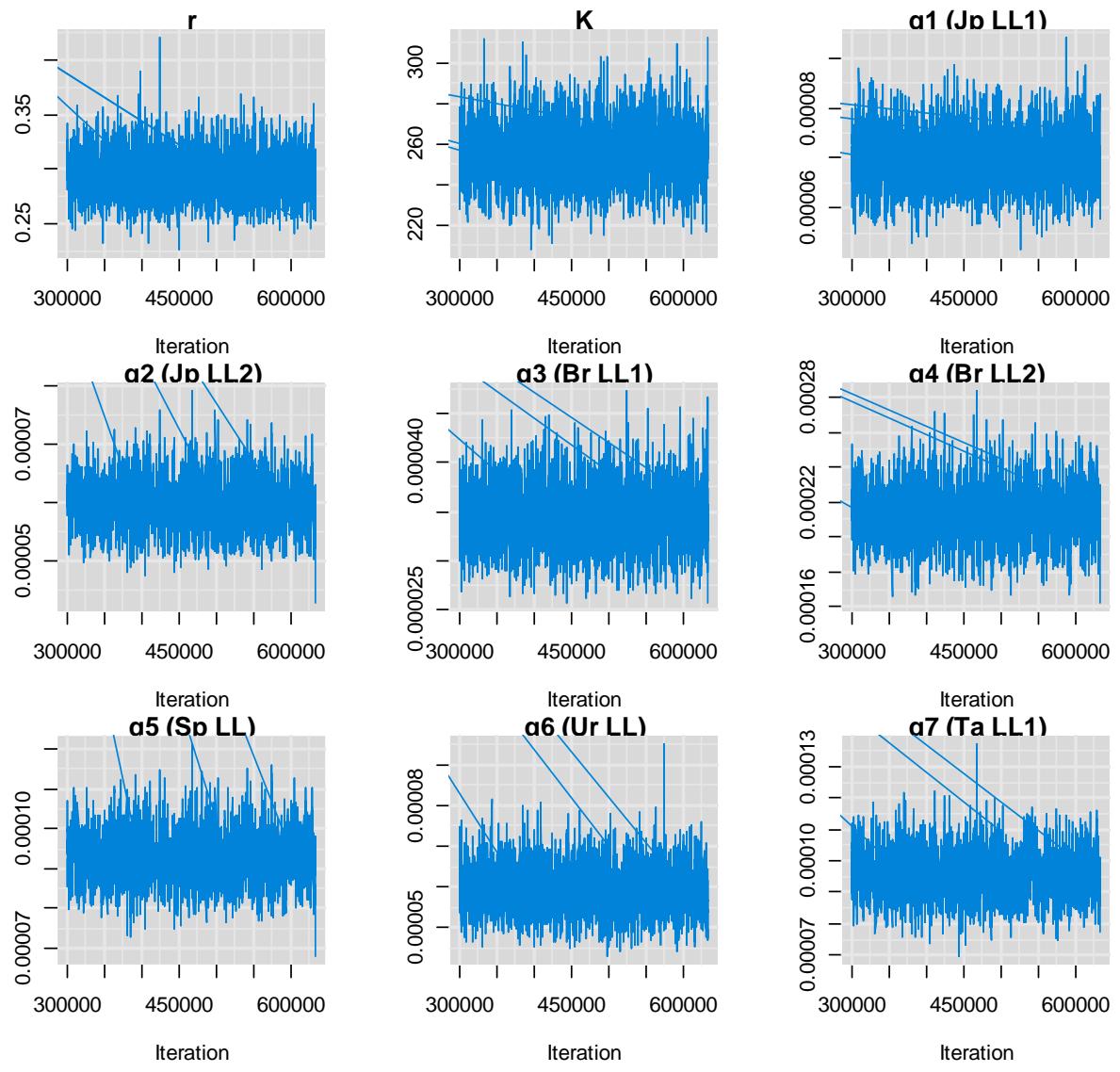
Joint-posterior plots of main model parameters for M3 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.
Model: M4



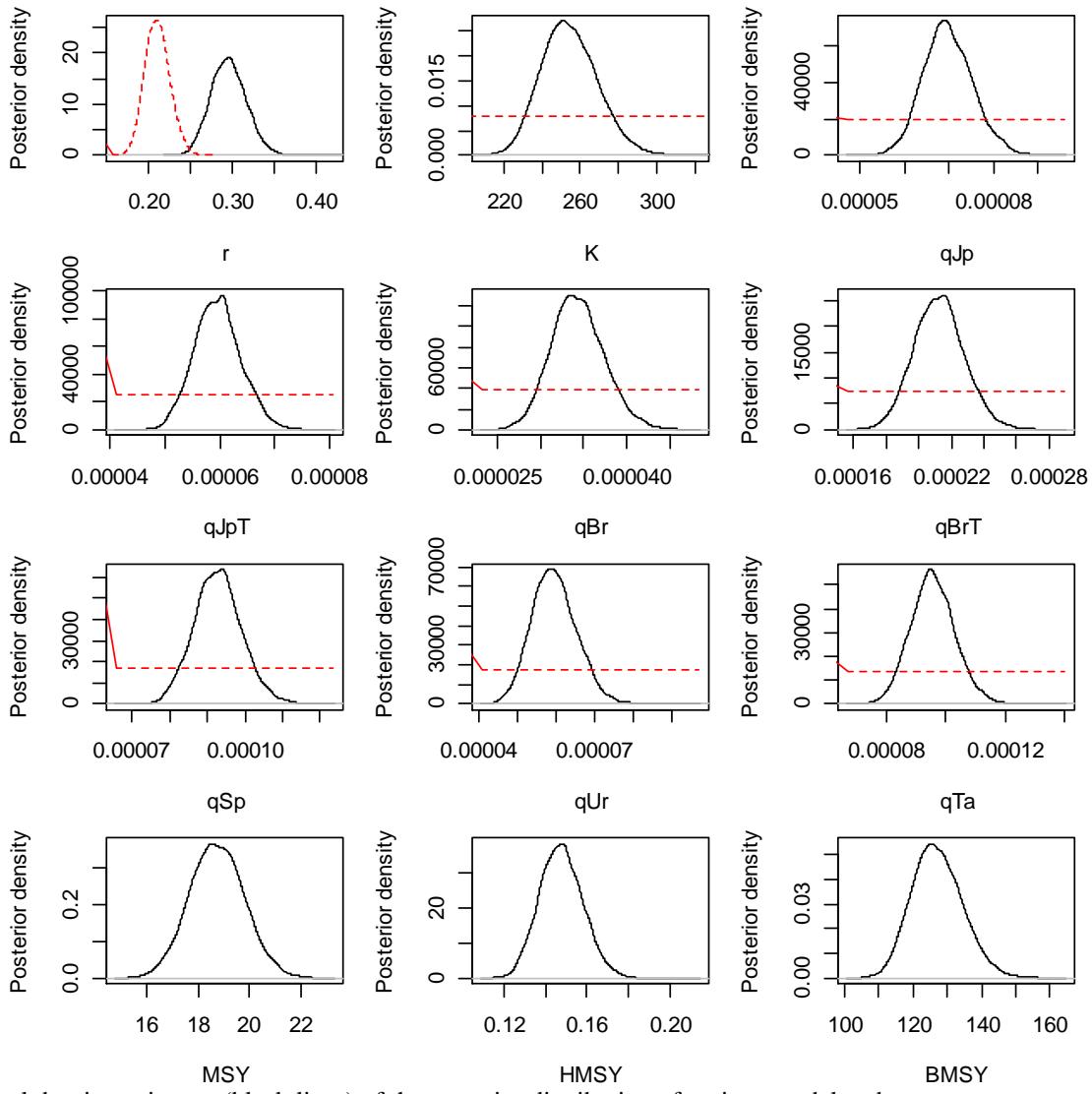
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M4. Shaded grey area indicates 95% C.I.



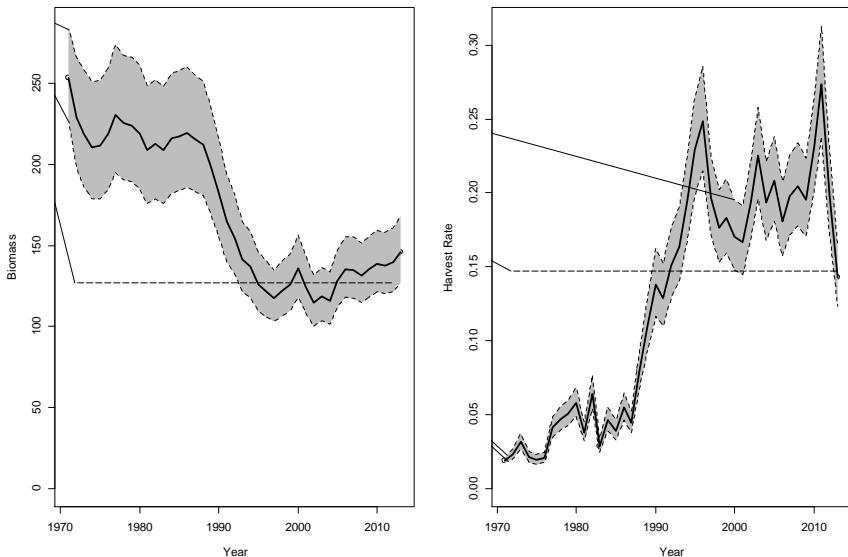
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M4 for the South Atlantic blue shark.



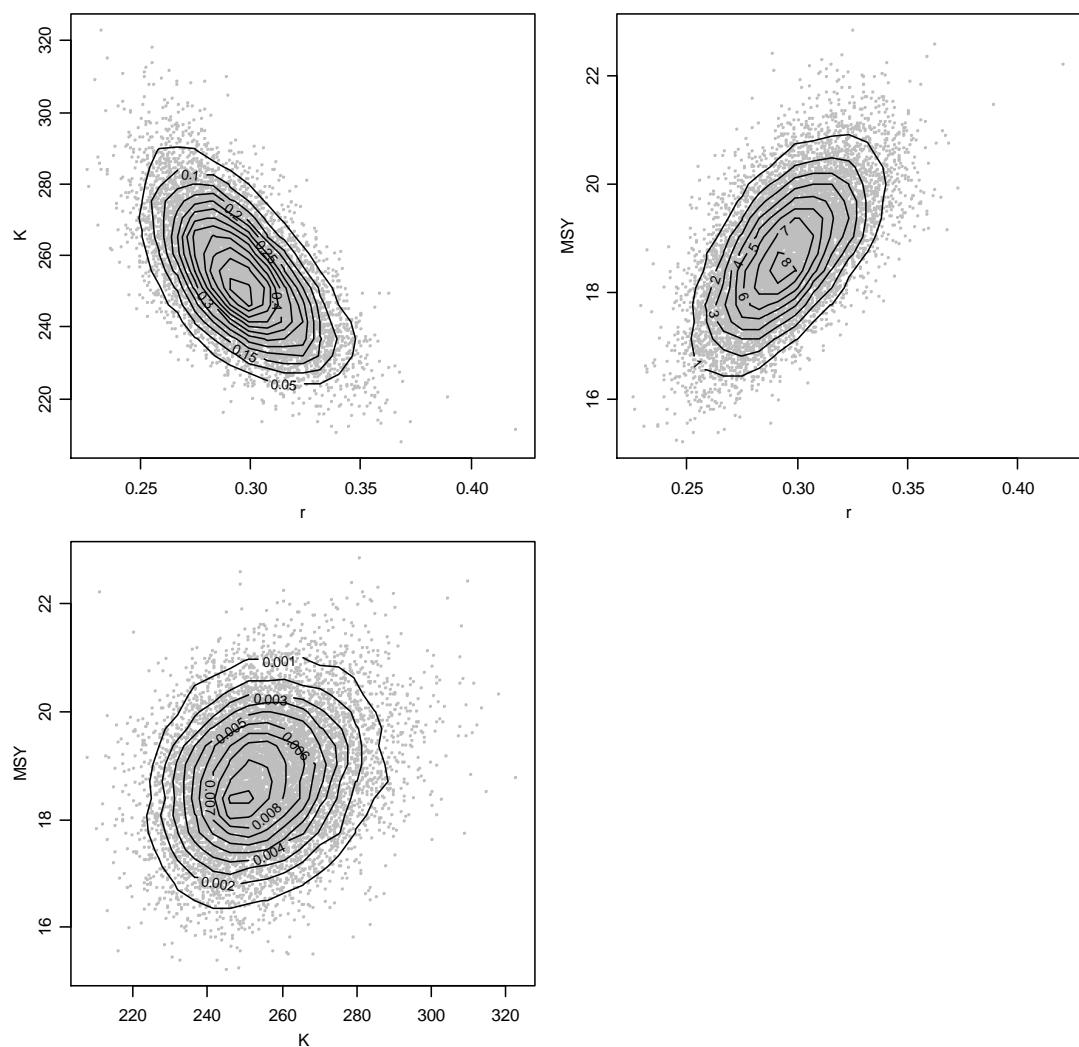
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M4 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M4 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

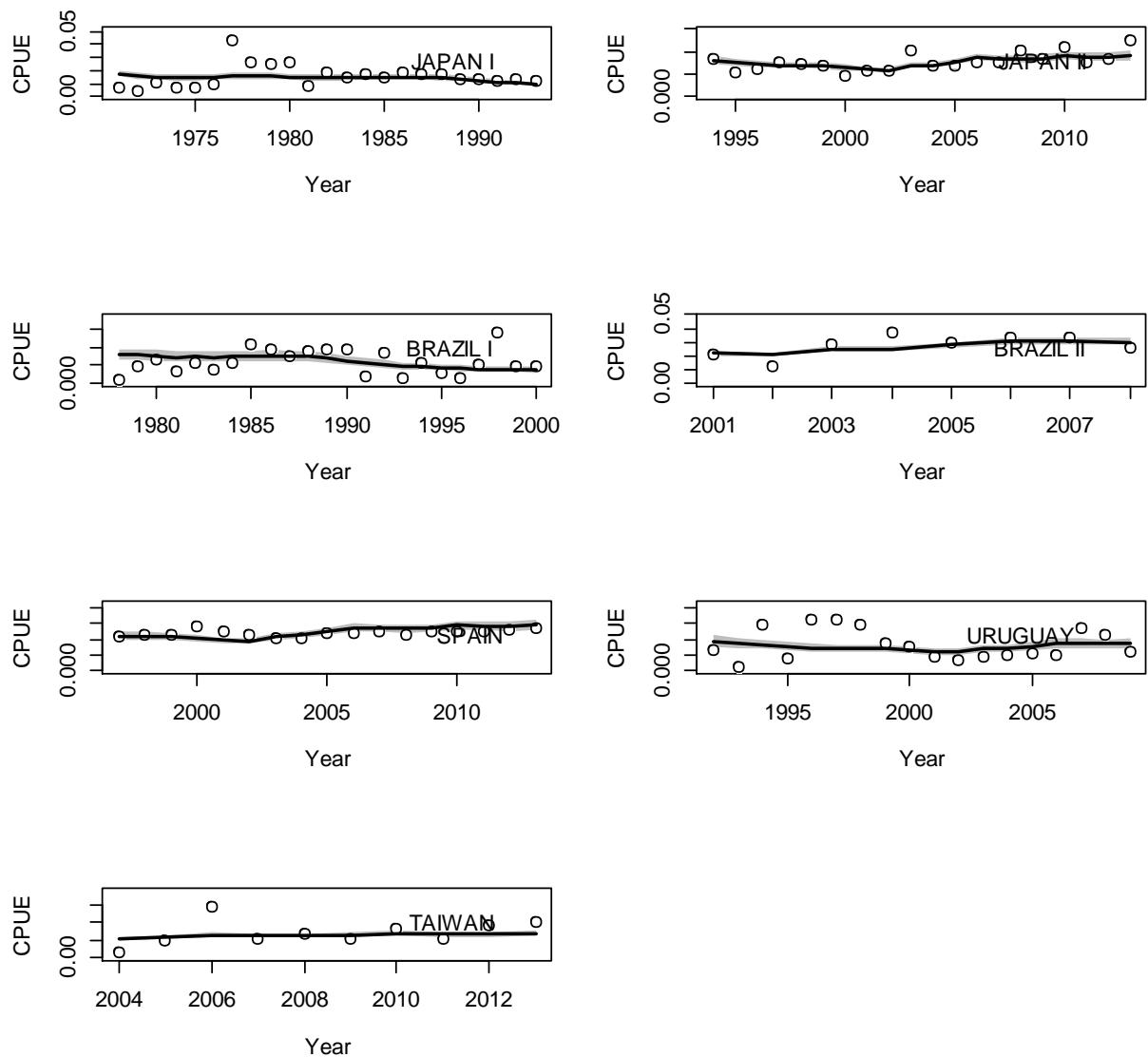


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M4 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

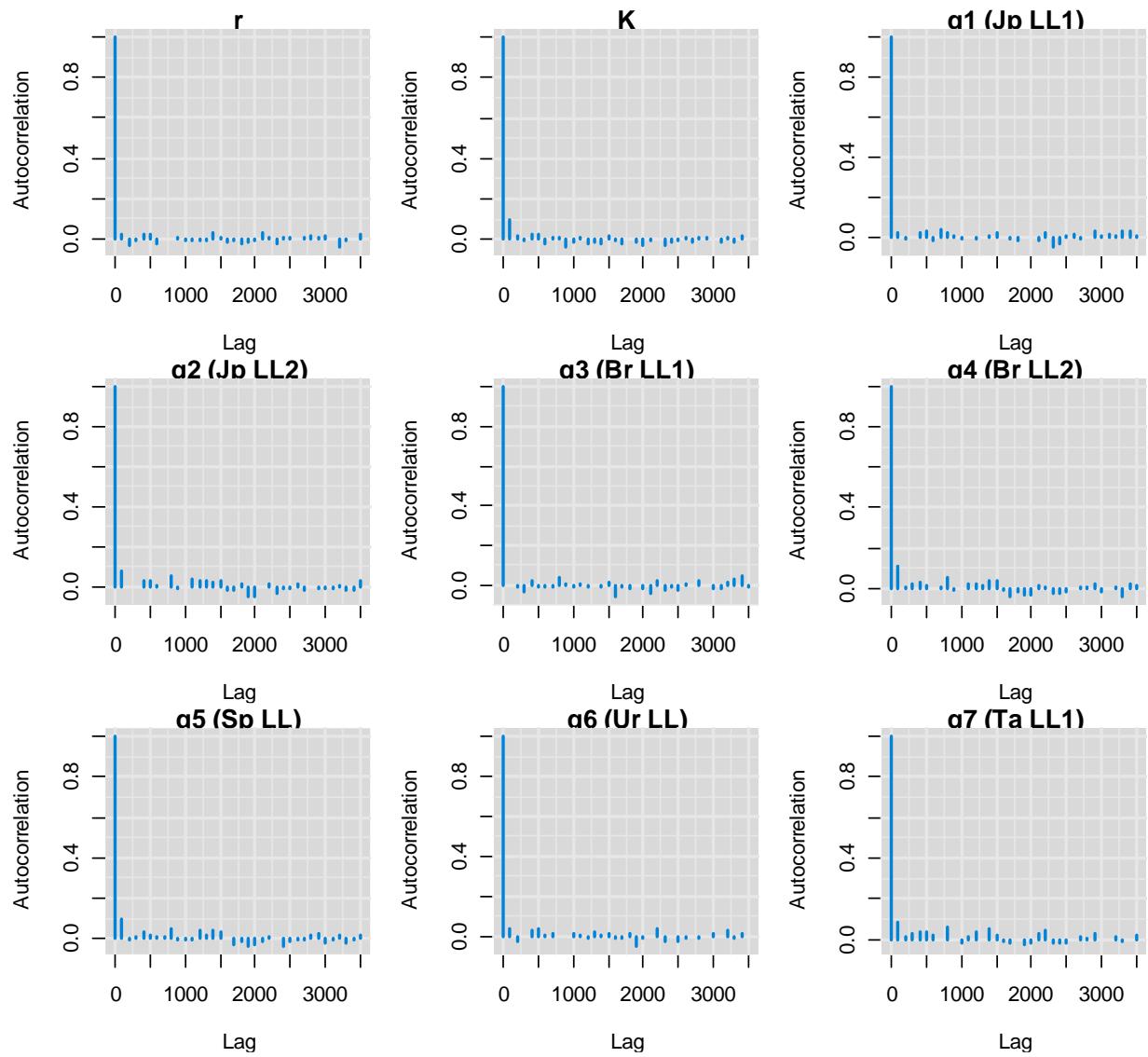


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M4 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

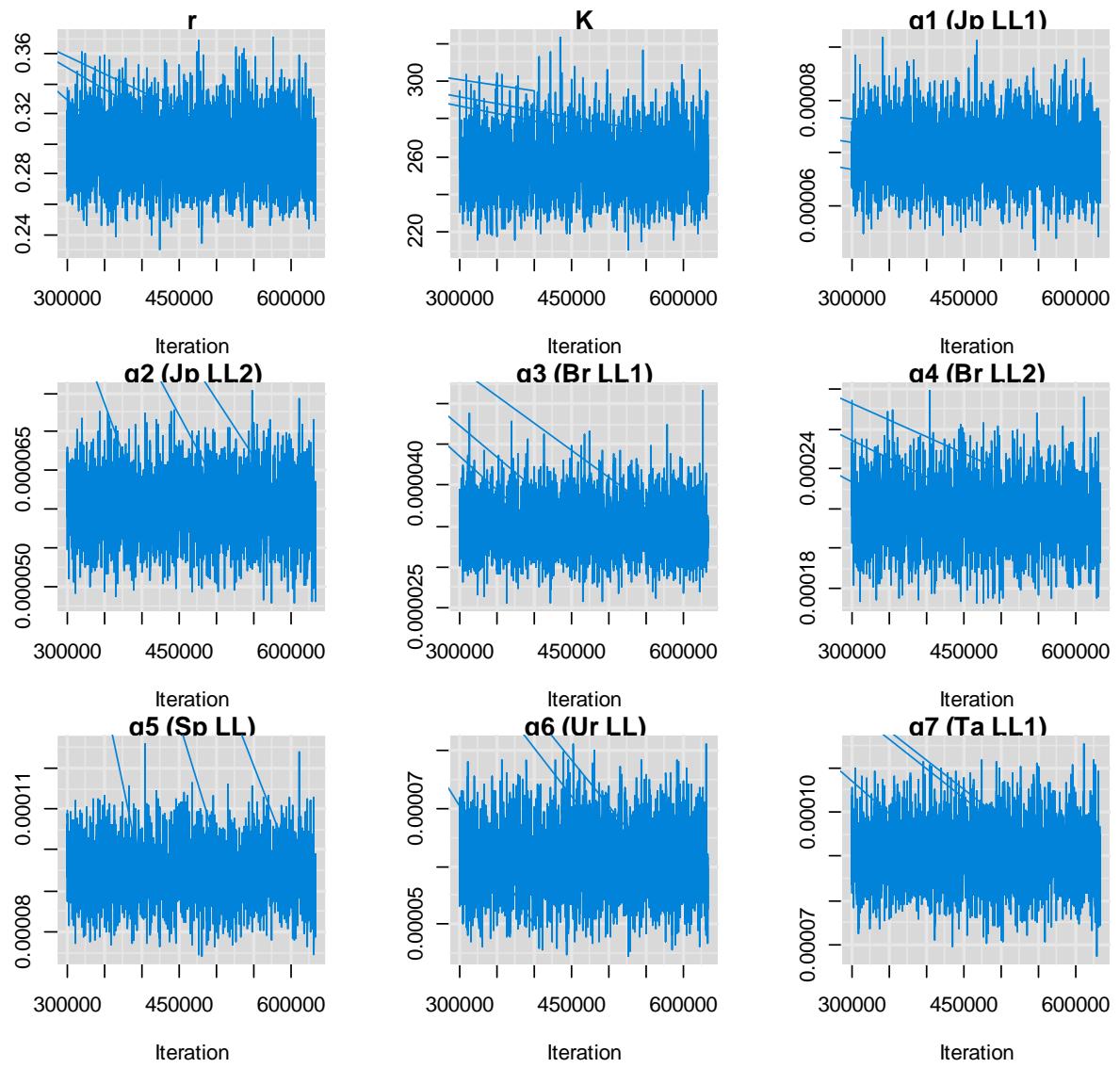
Model: M5



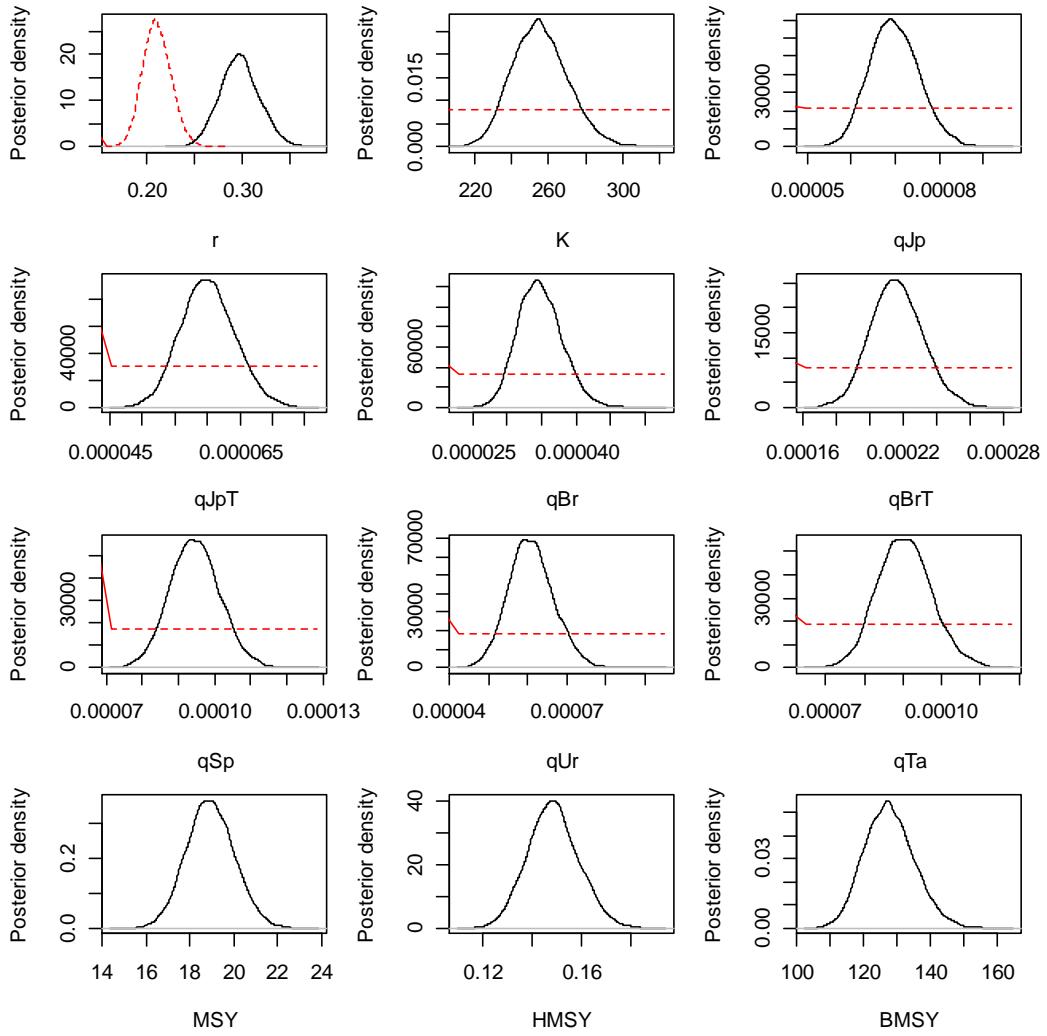
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M5. Shaded grey area indicates 95% C.I.



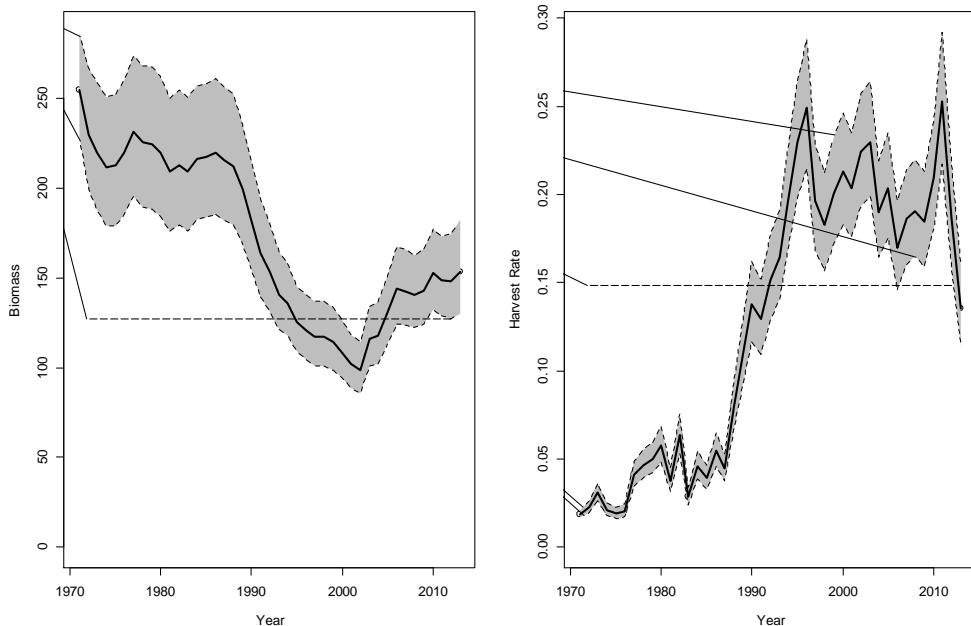
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M5 for the South Atlantic blue shark.



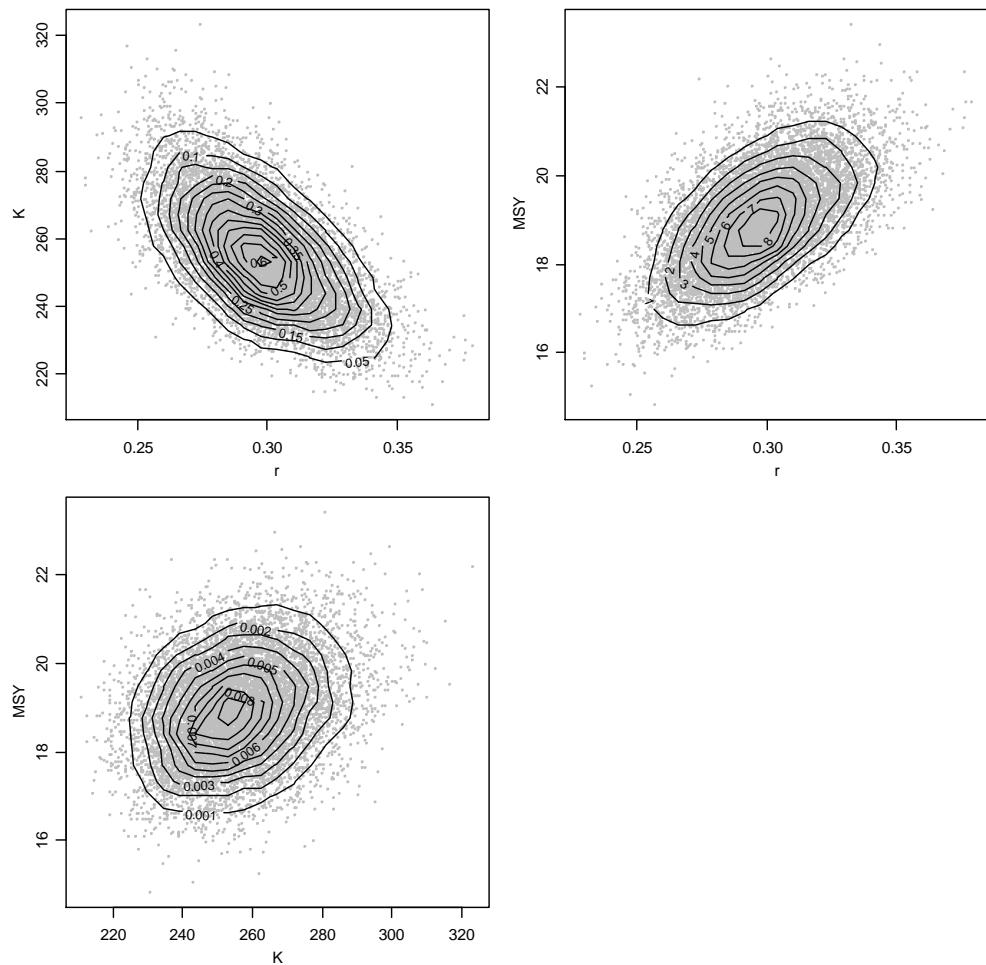
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M5 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M5 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

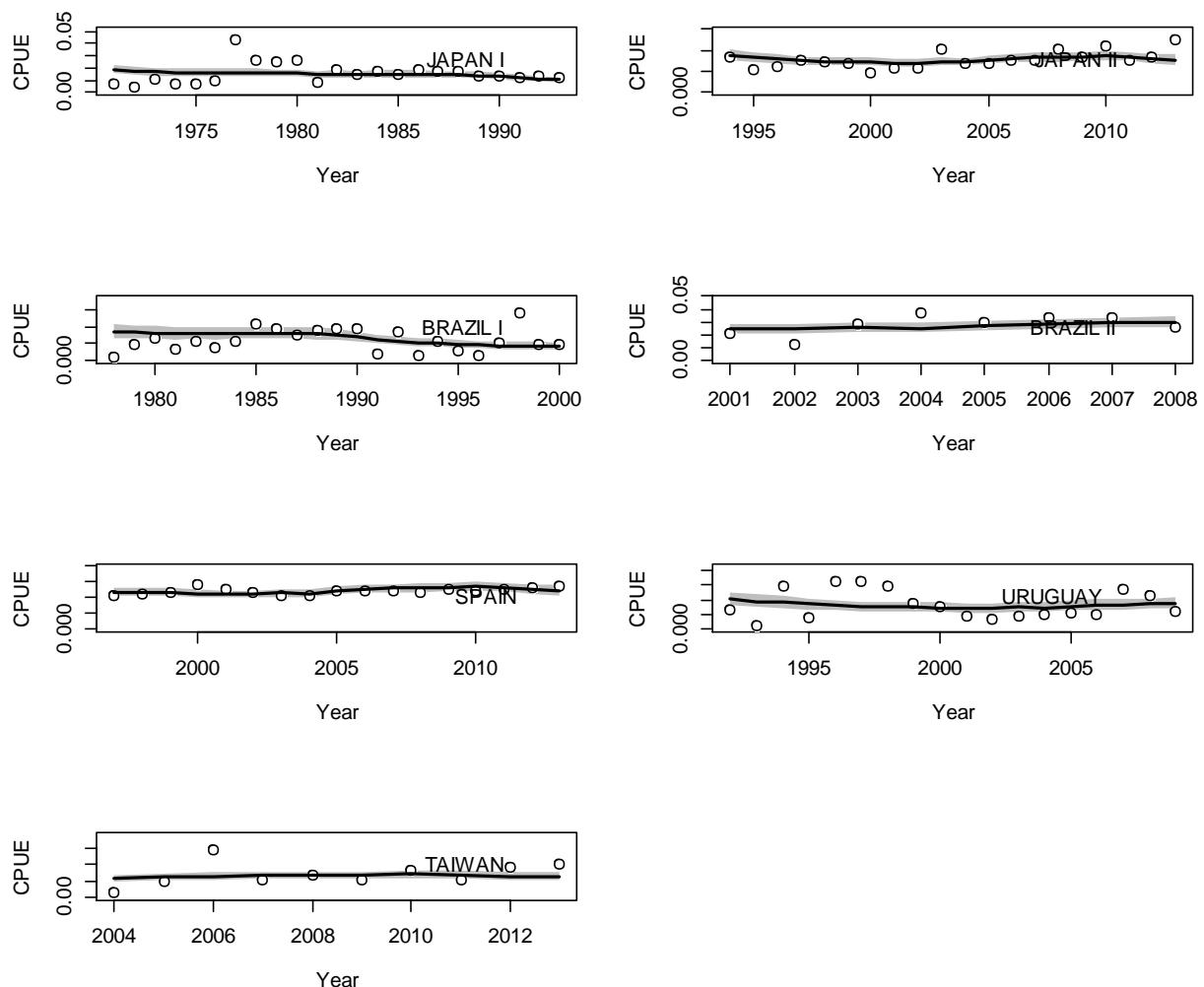


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M5 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

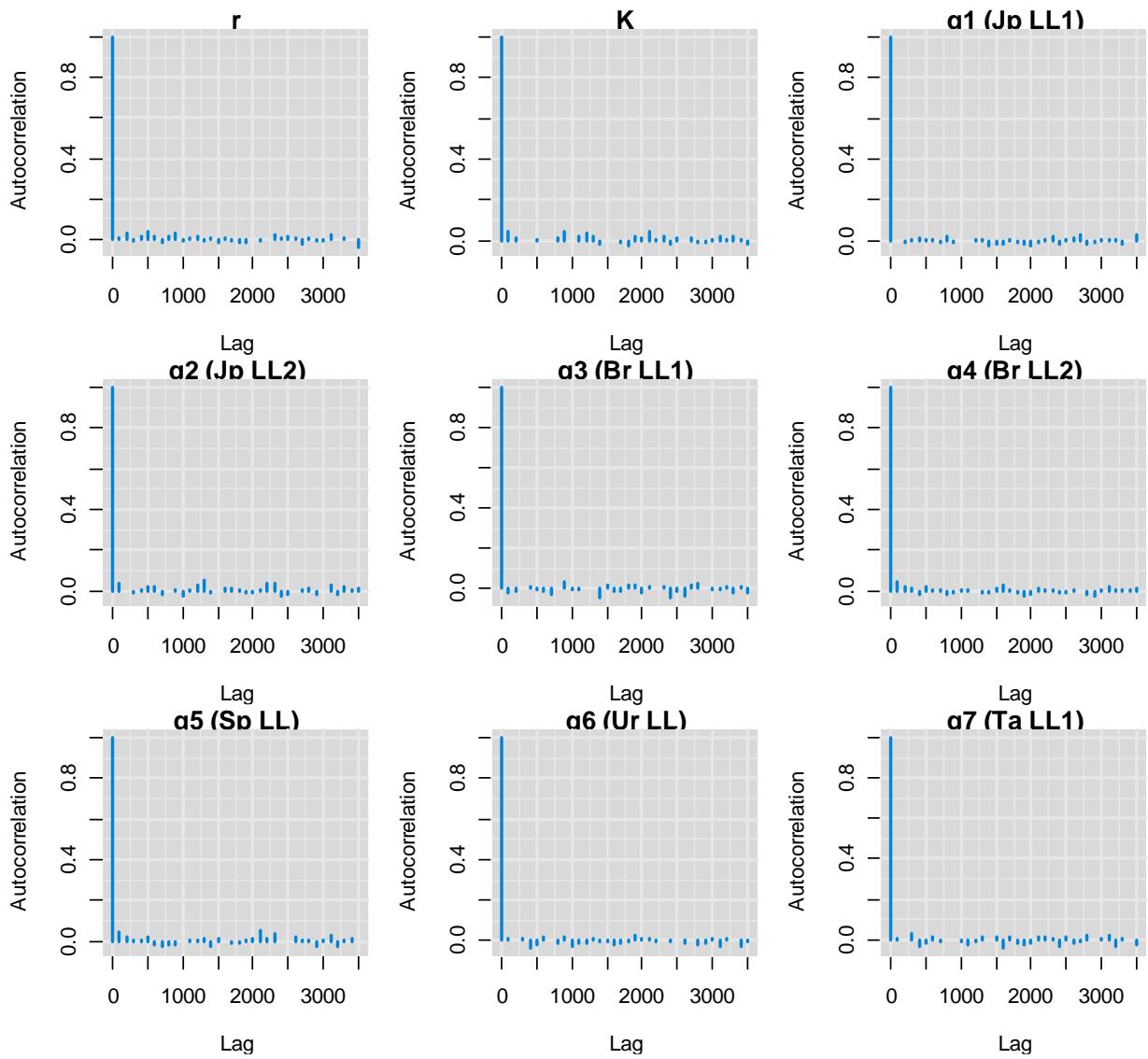


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M5 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

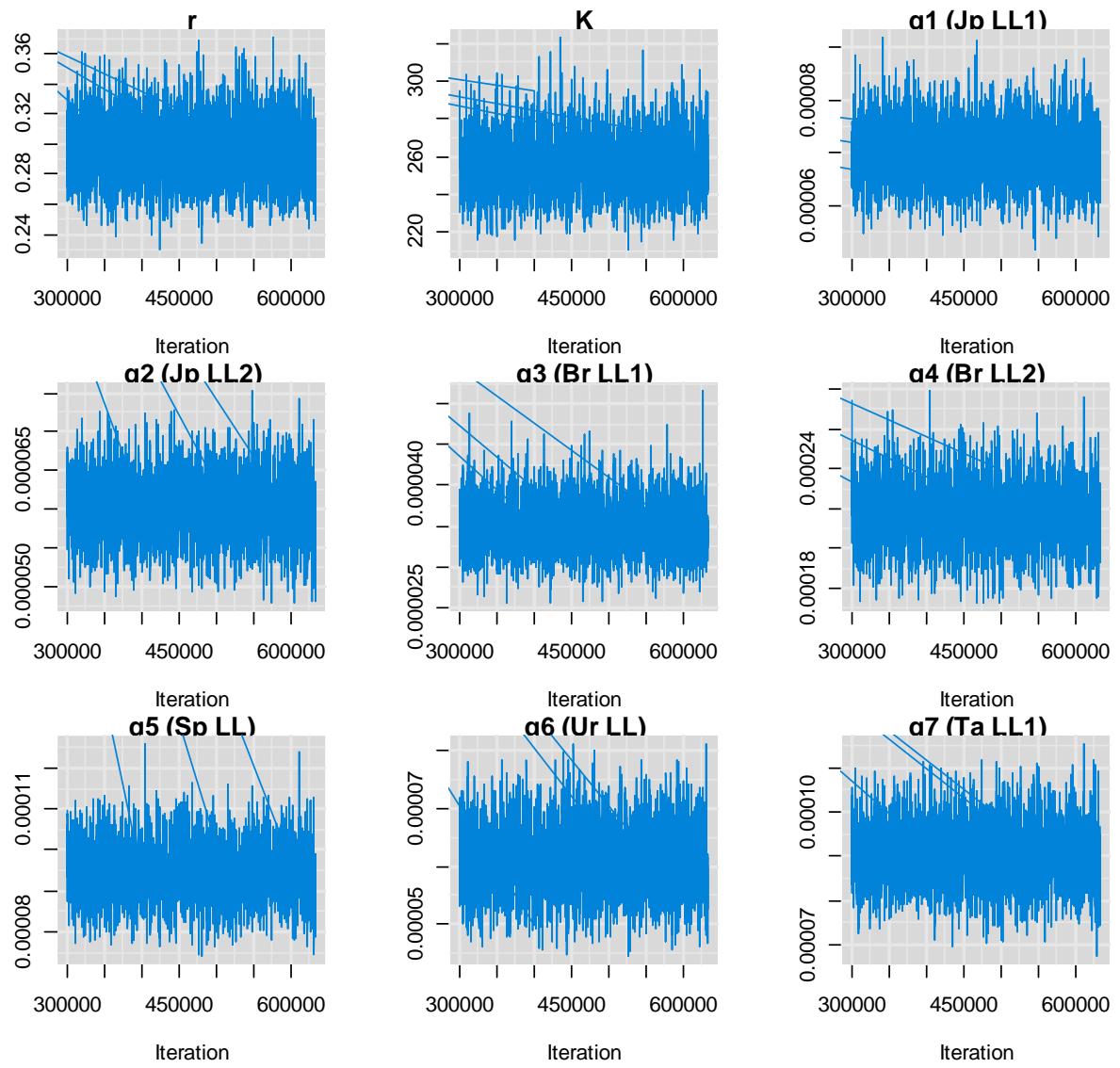
Model M6:



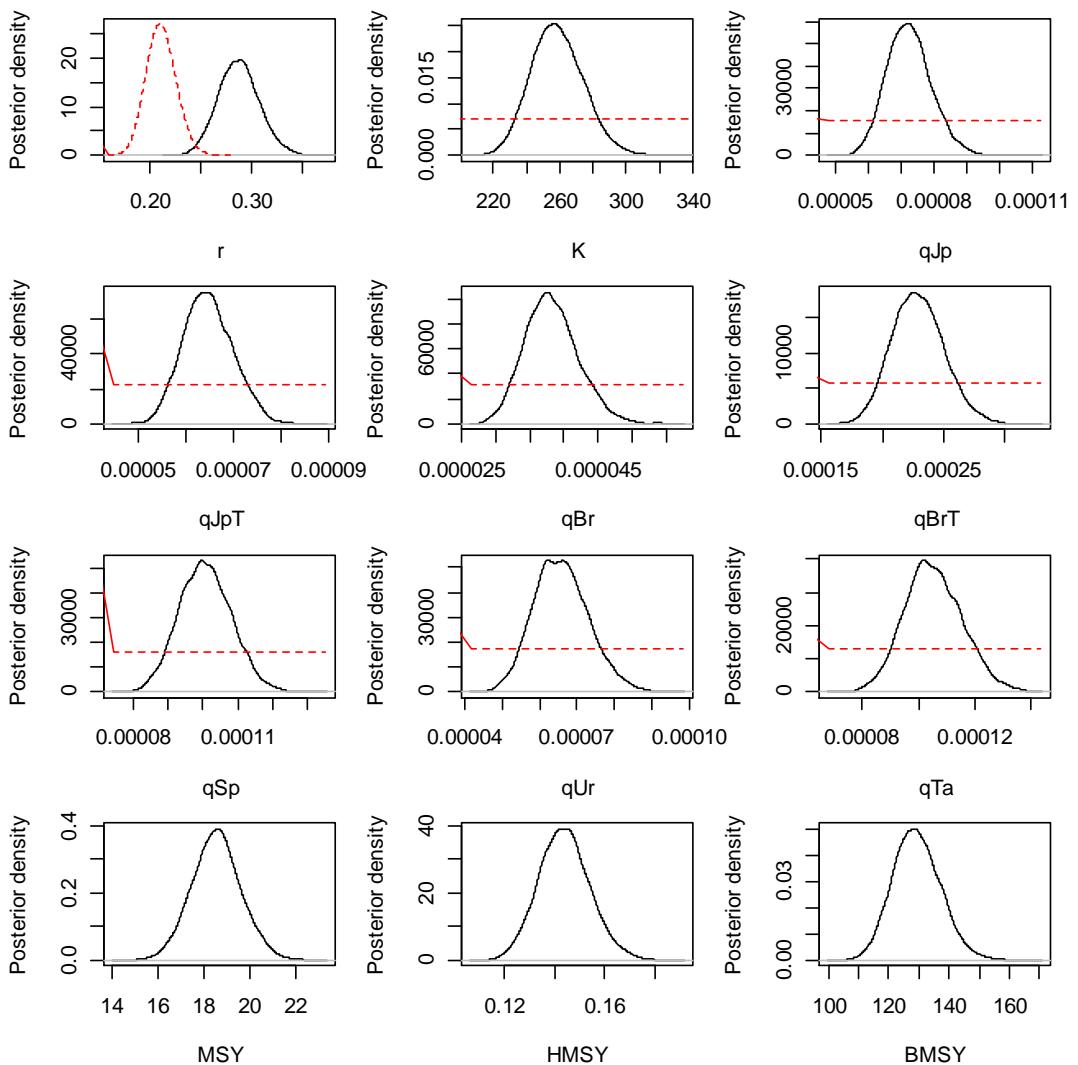
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M6. Shaded grey area indicates 95% C.I.



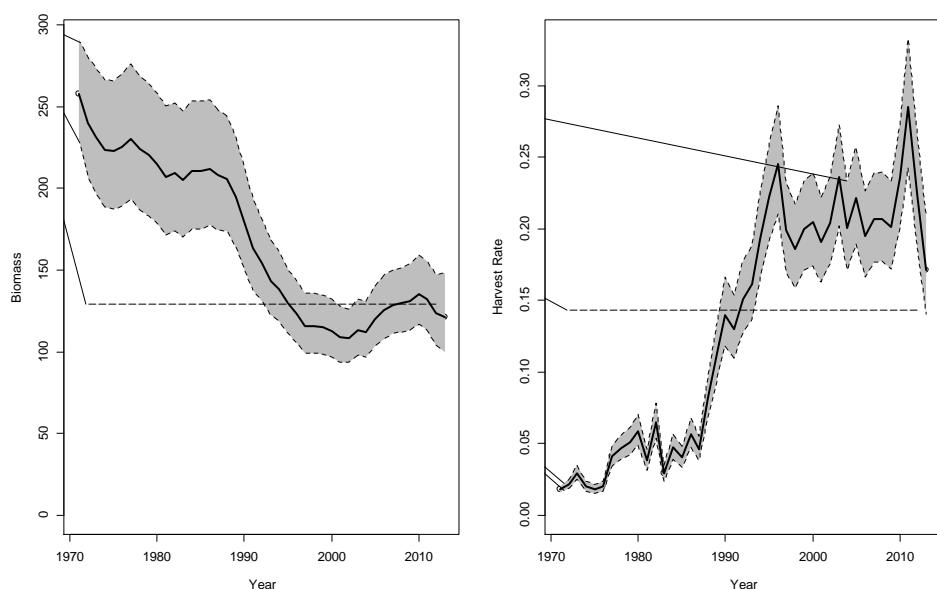
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M6 for the South Atlantic blue shark.



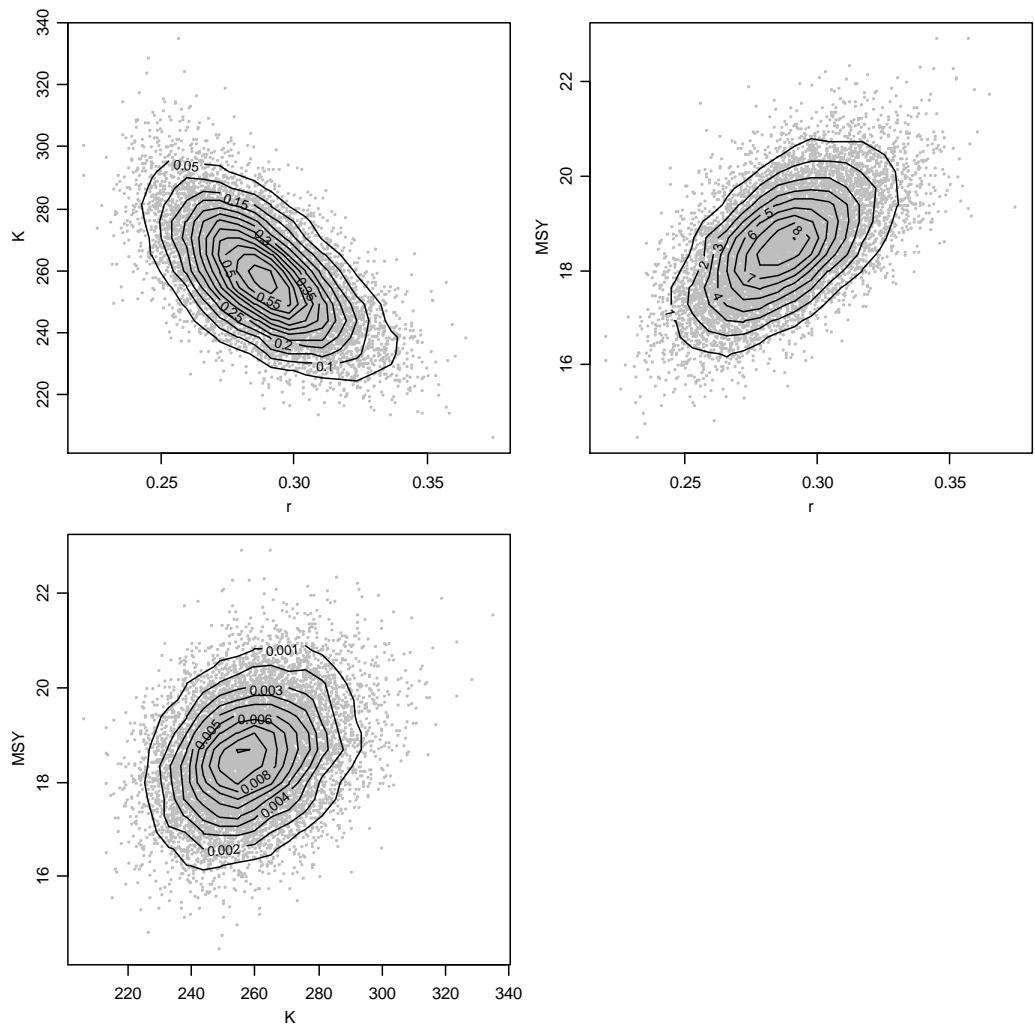
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M6 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M6 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

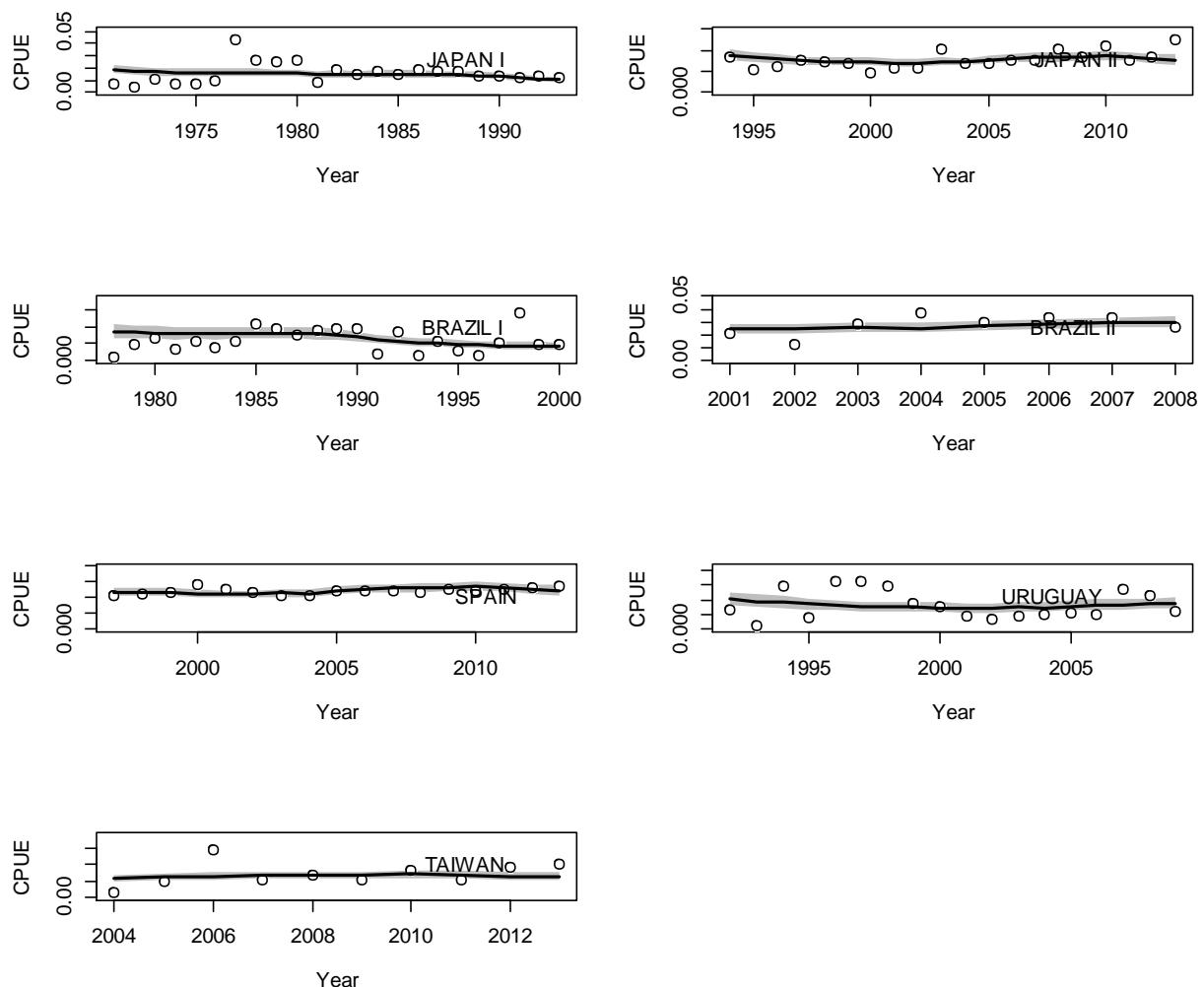


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M6 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

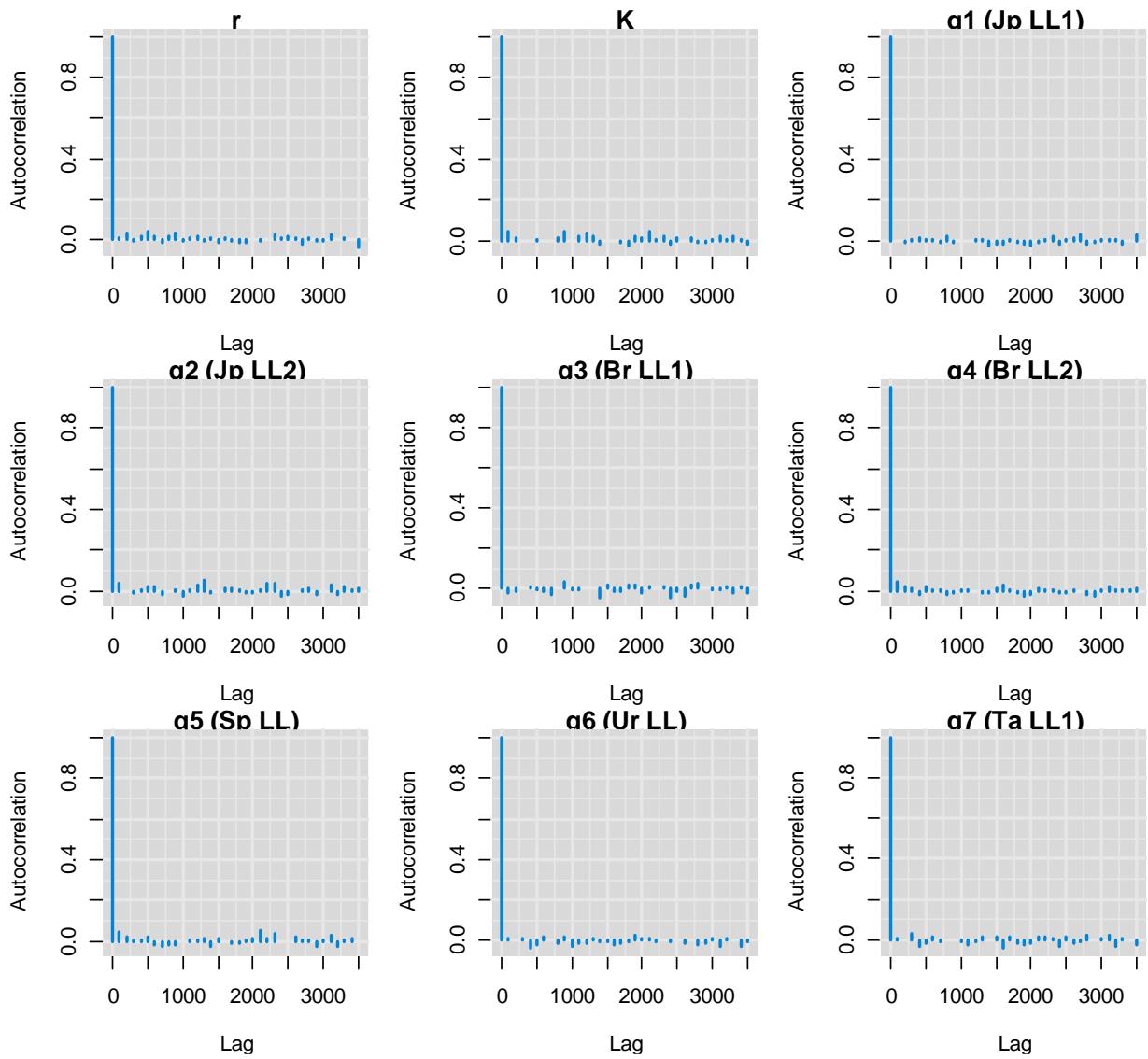


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M6 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

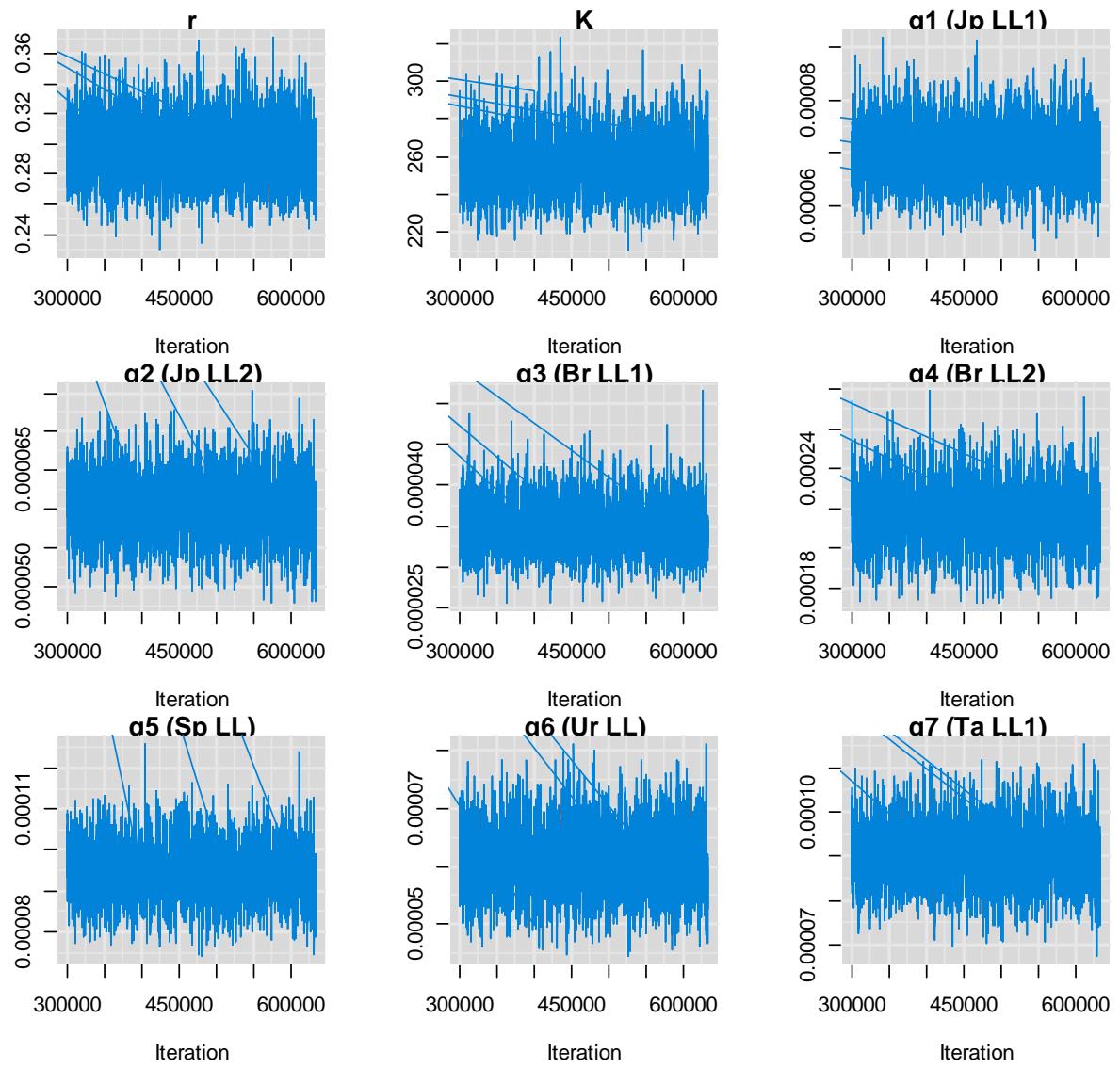
Model: M7



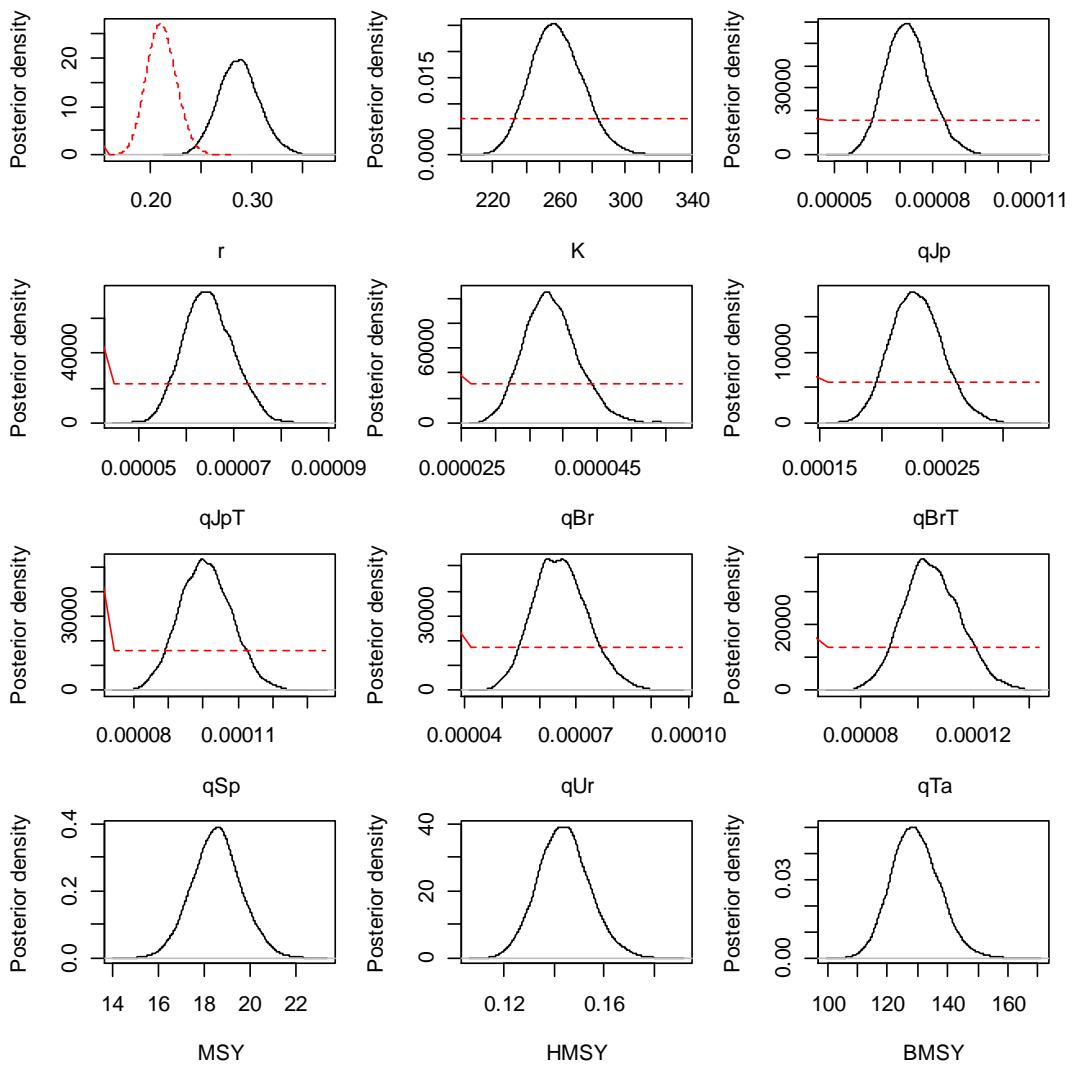
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M7. Shaded grey area indicates 95% C.I.



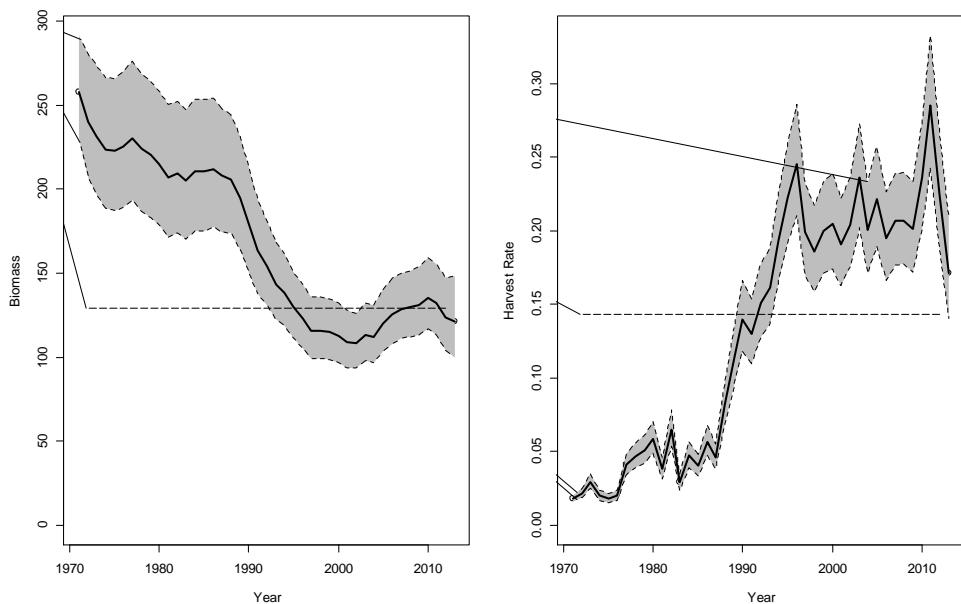
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M7 for the South Atlantic blue shark.



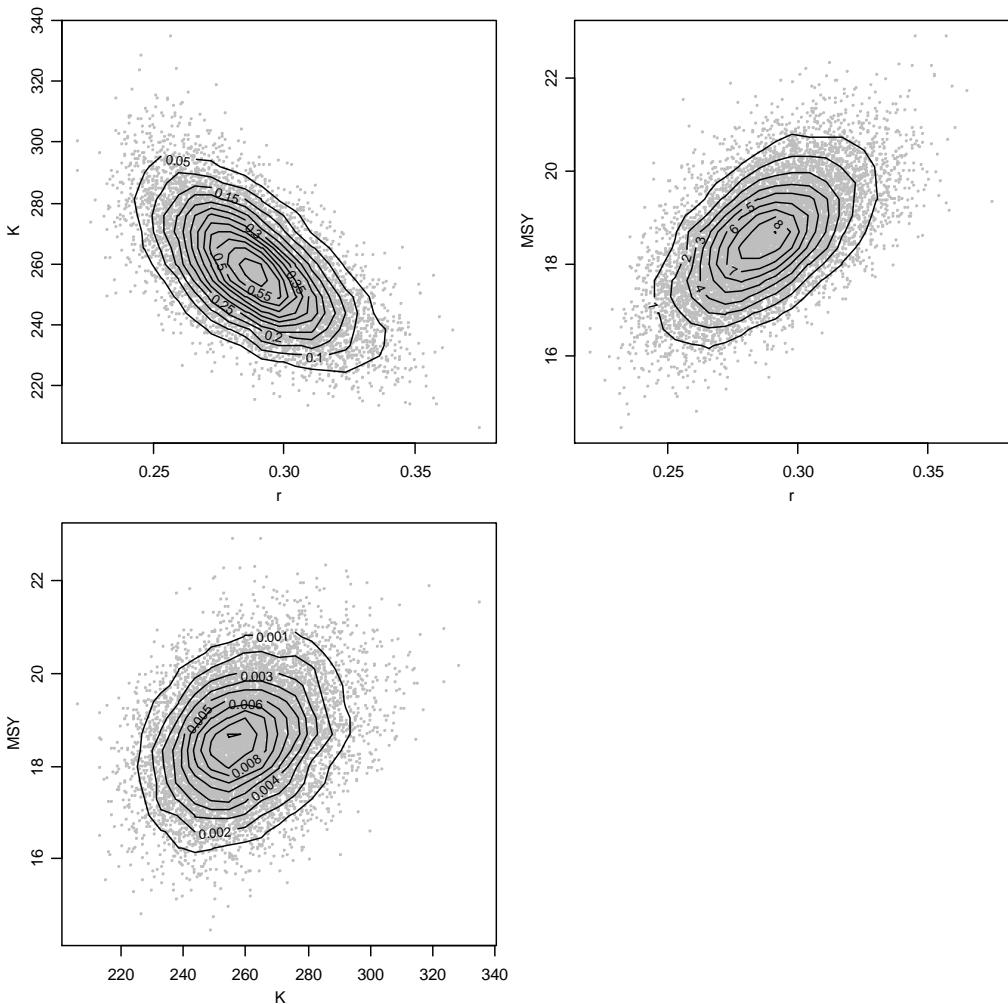
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M7 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M7 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

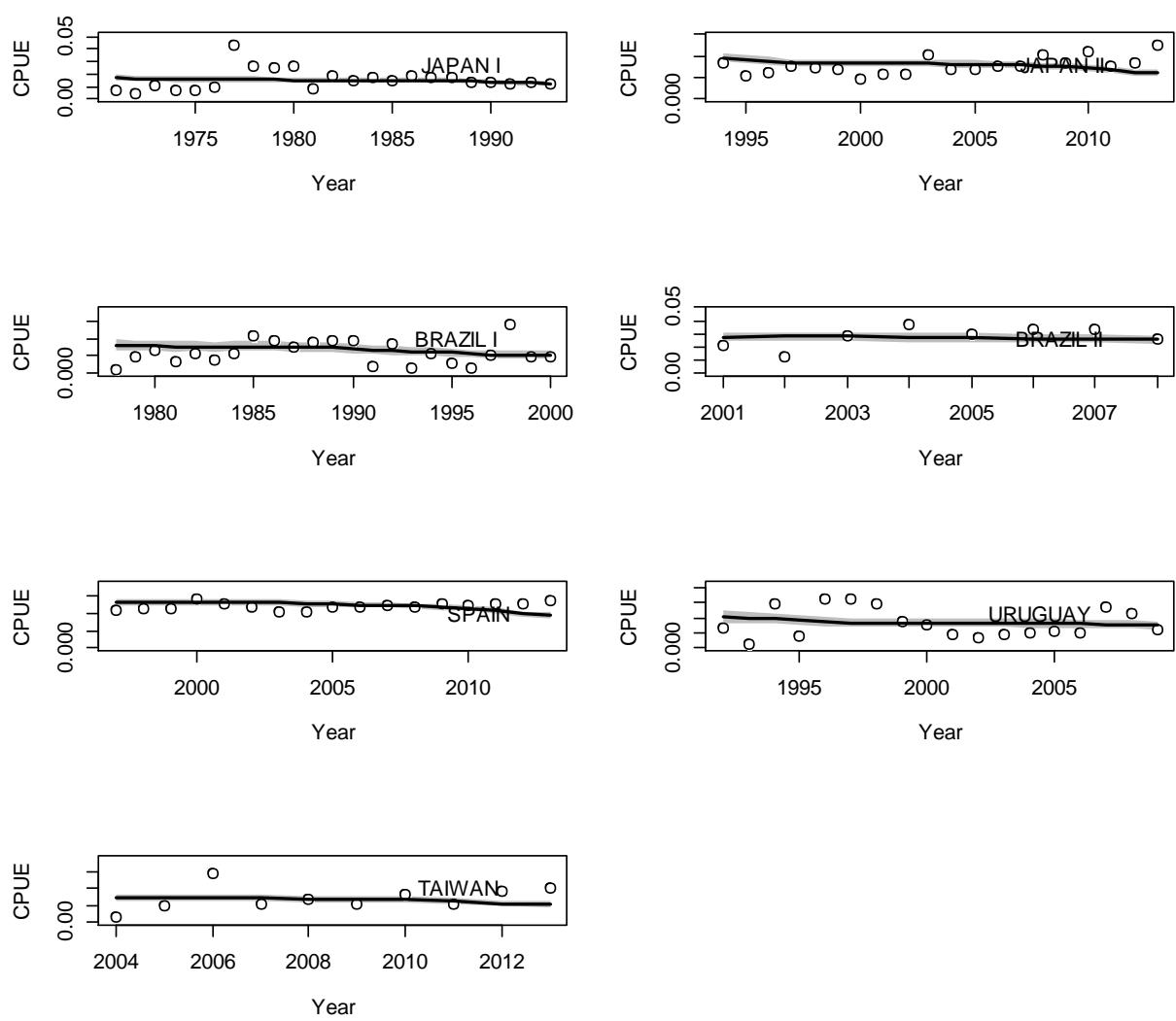


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M7 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

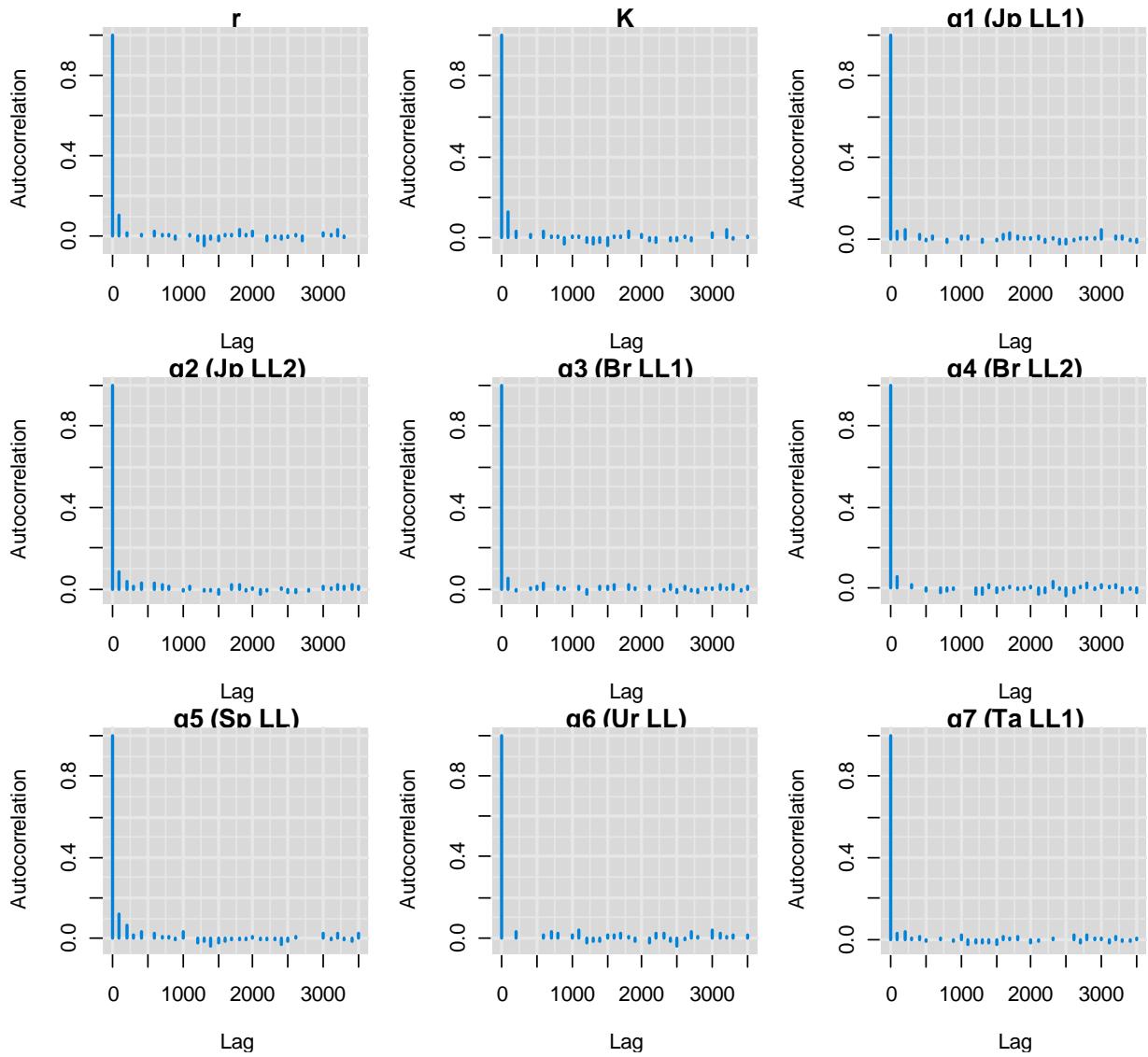


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M7 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

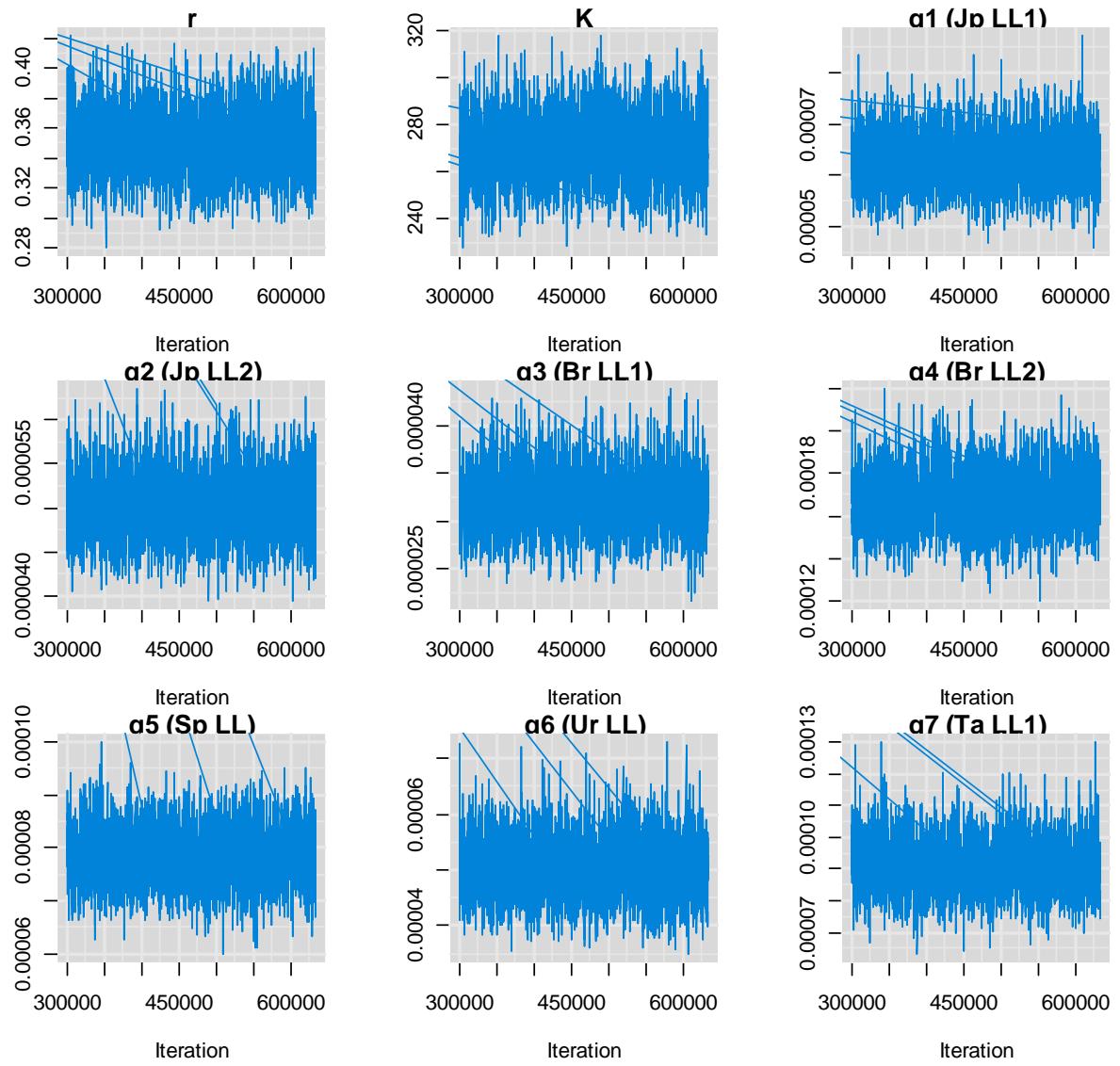
Model: M8



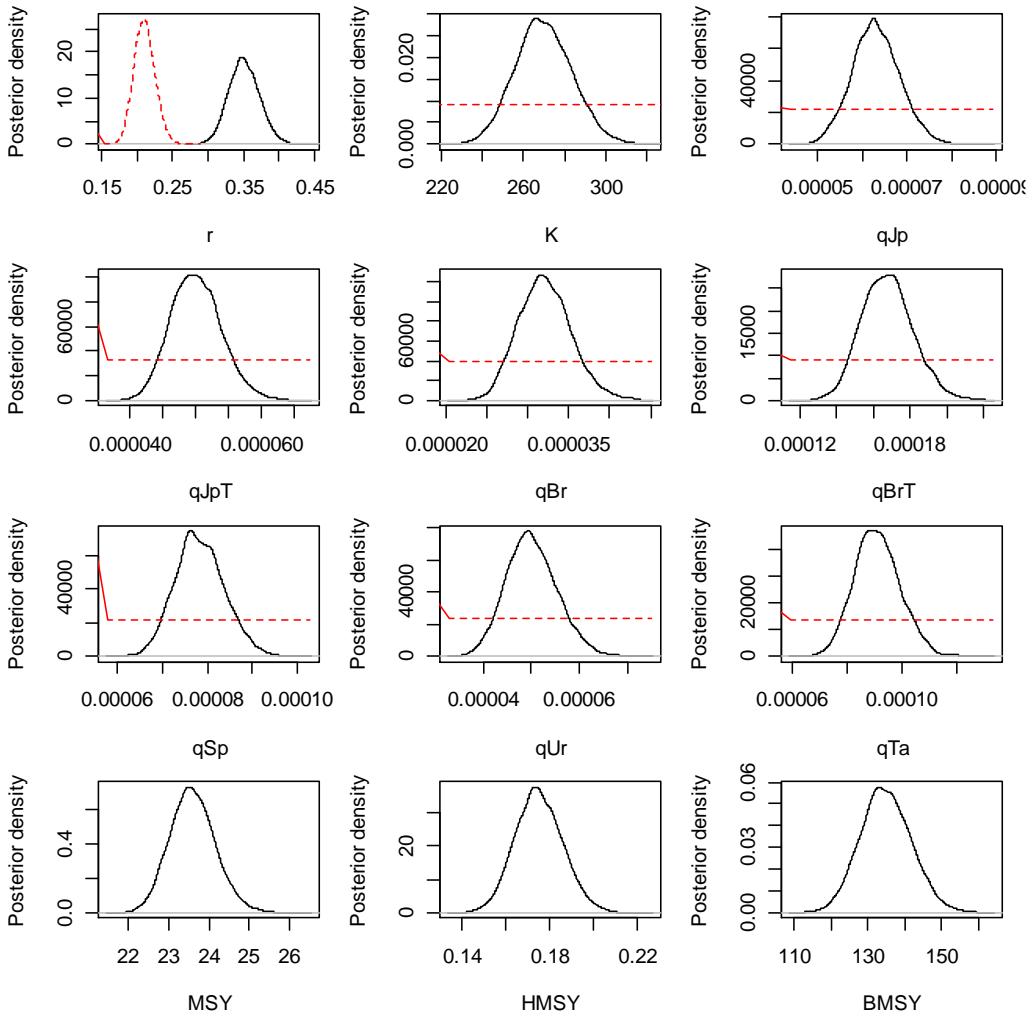
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M8. Shaded grey area indicates 95% C.I.



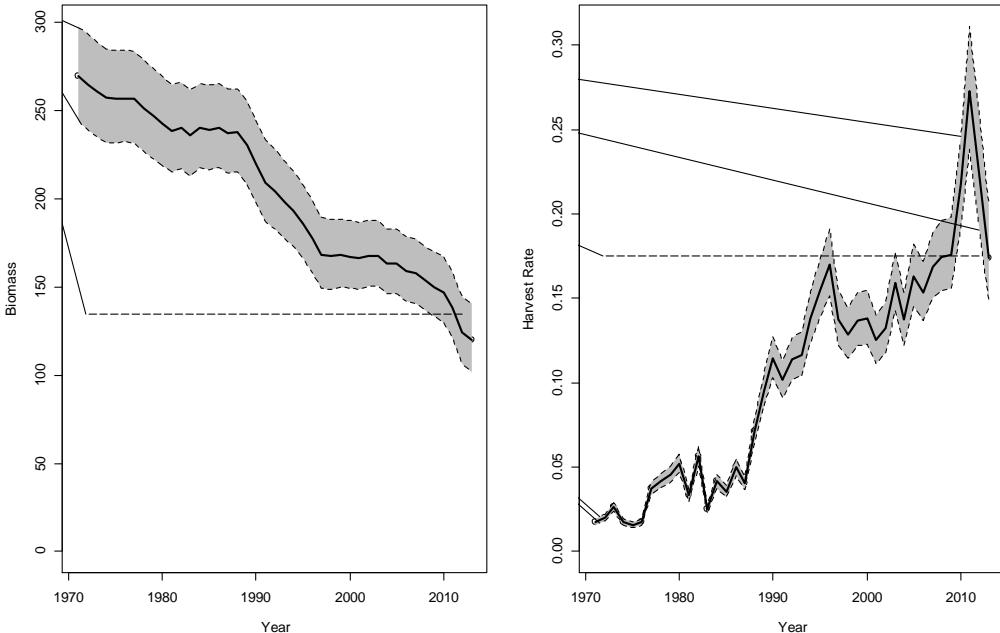
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M8 for the South Atlantic blue shark.



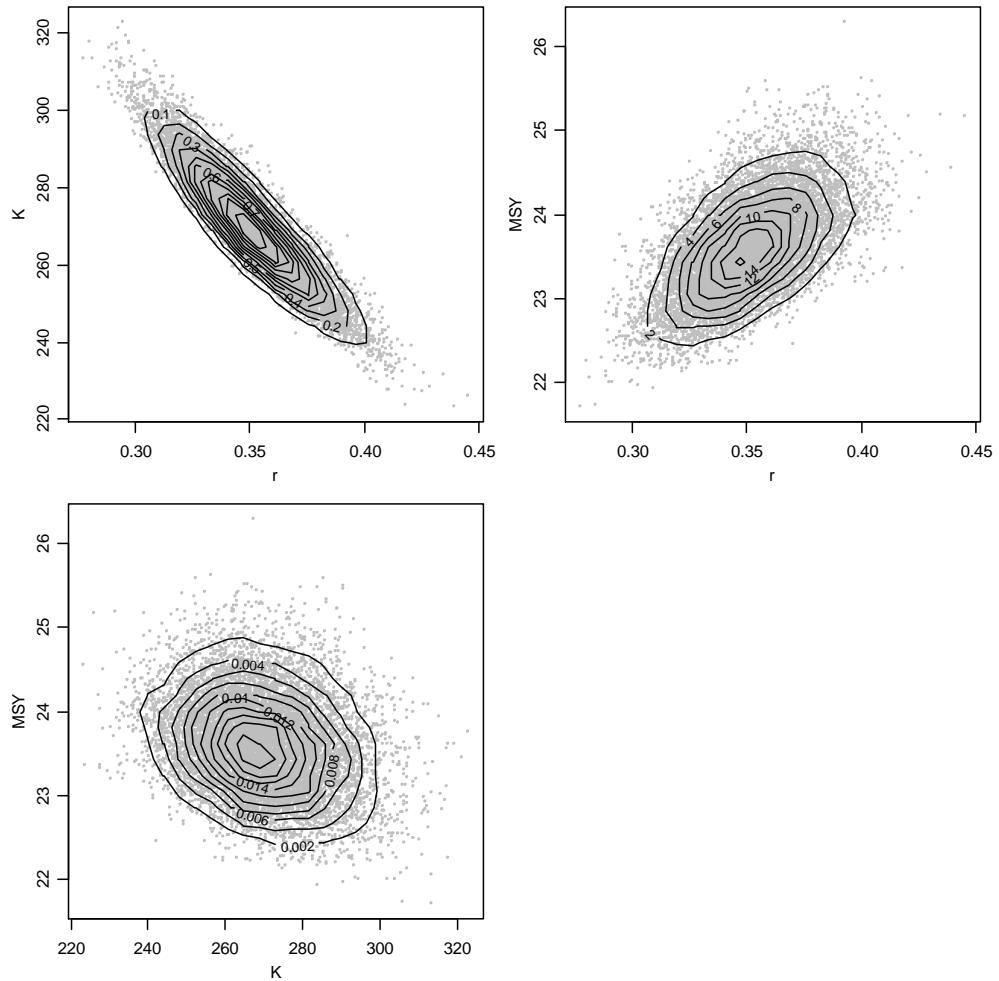
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M8 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M8 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

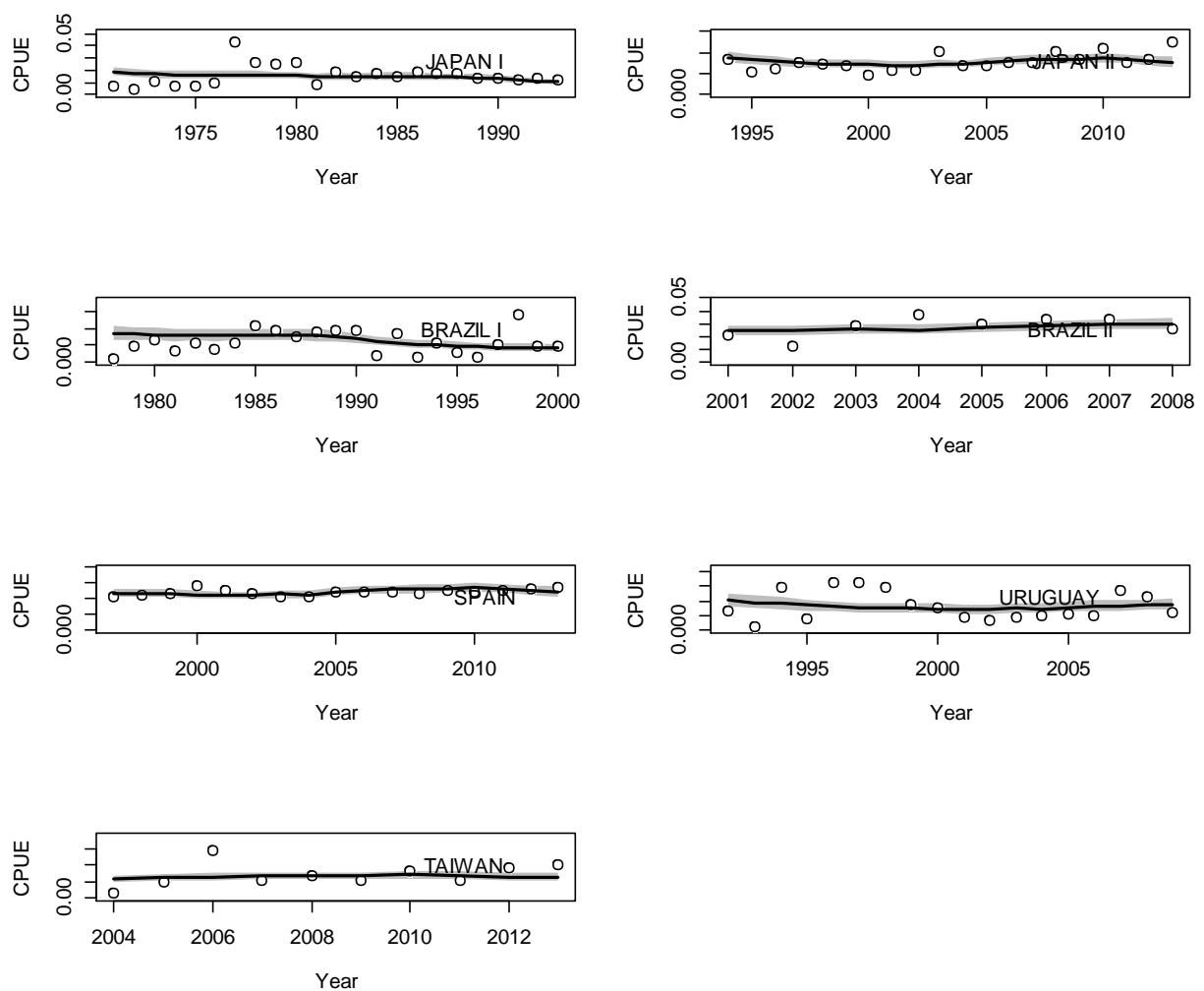


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M8 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

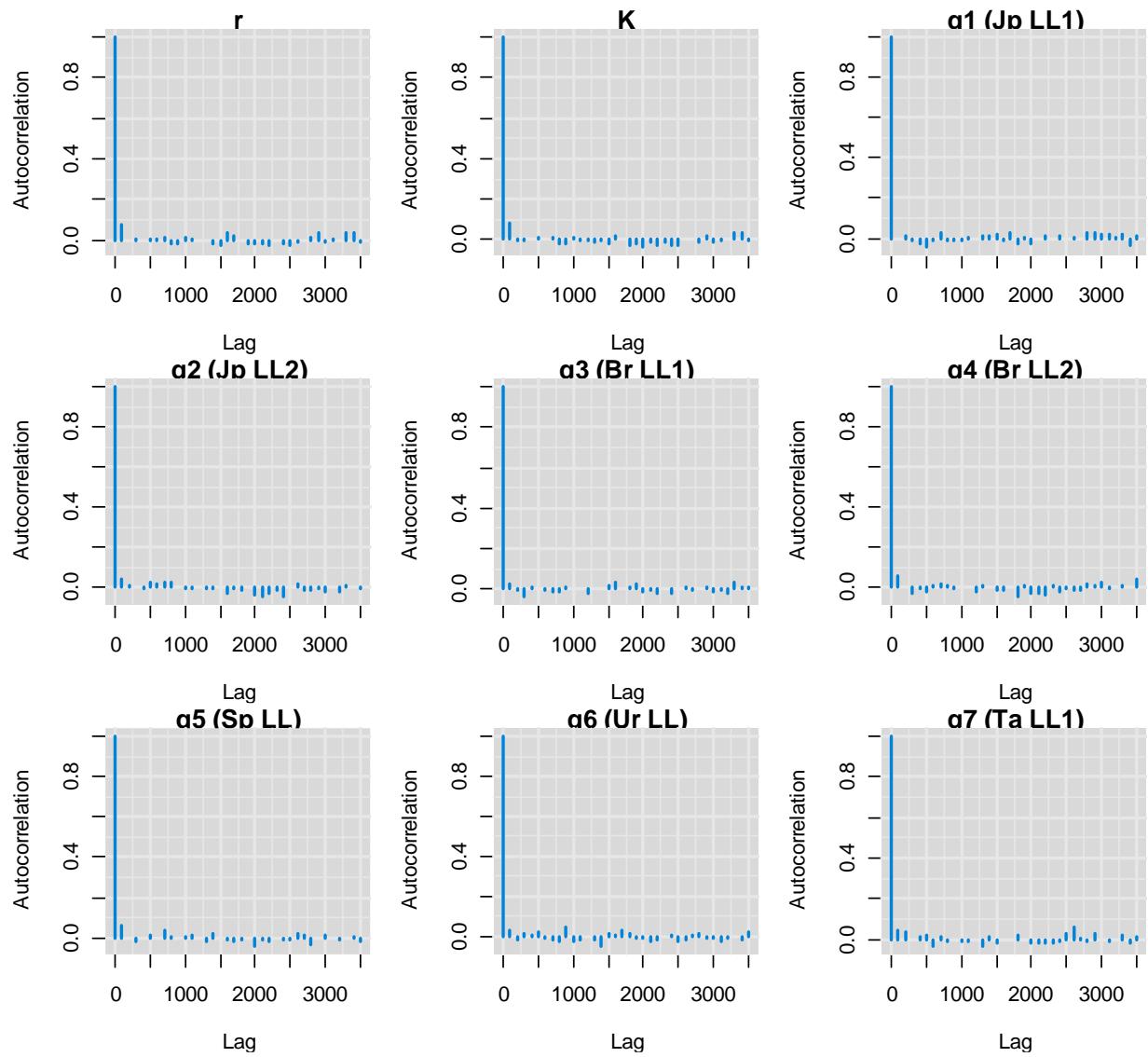


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M8 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

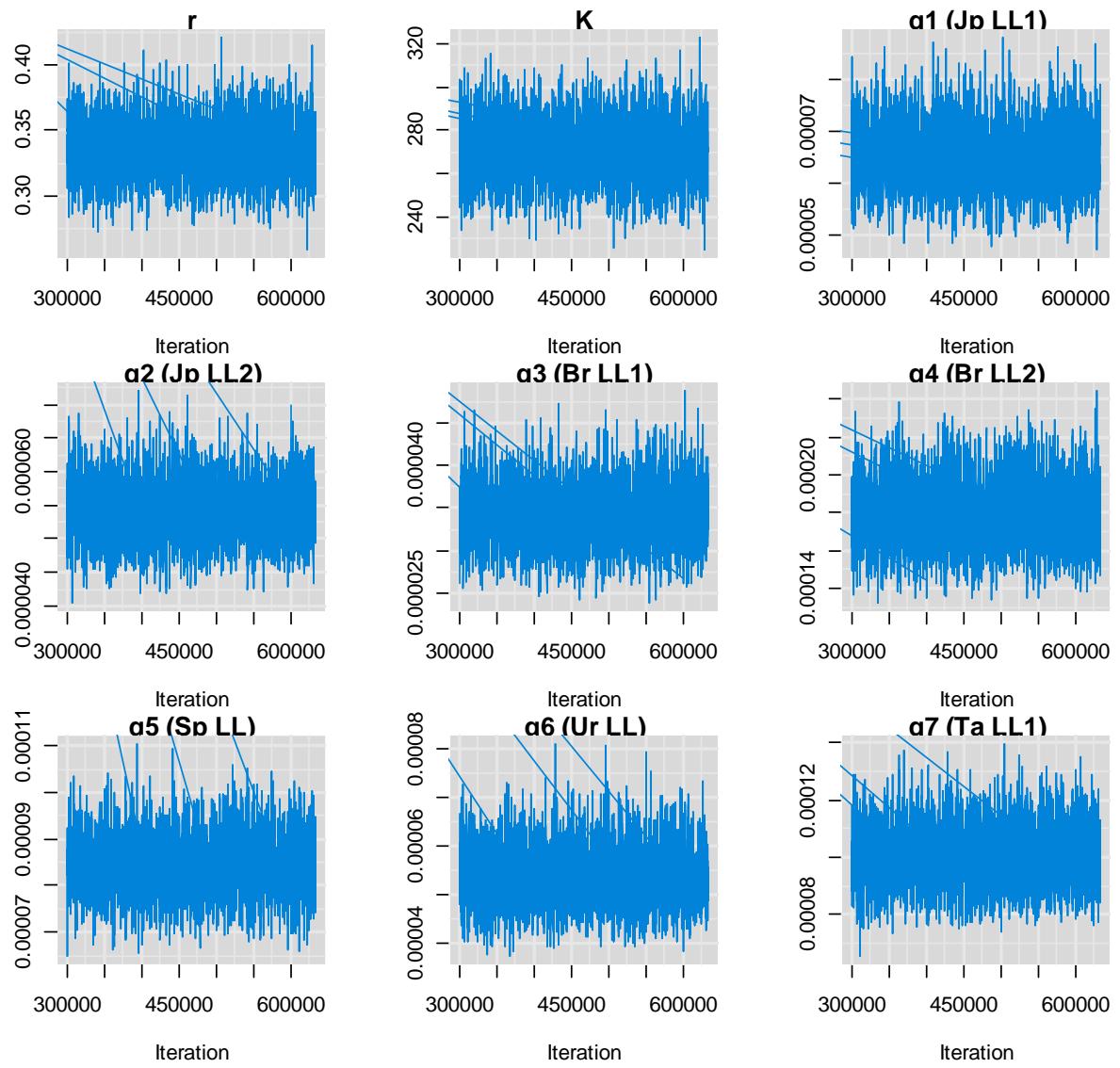
Model: M9



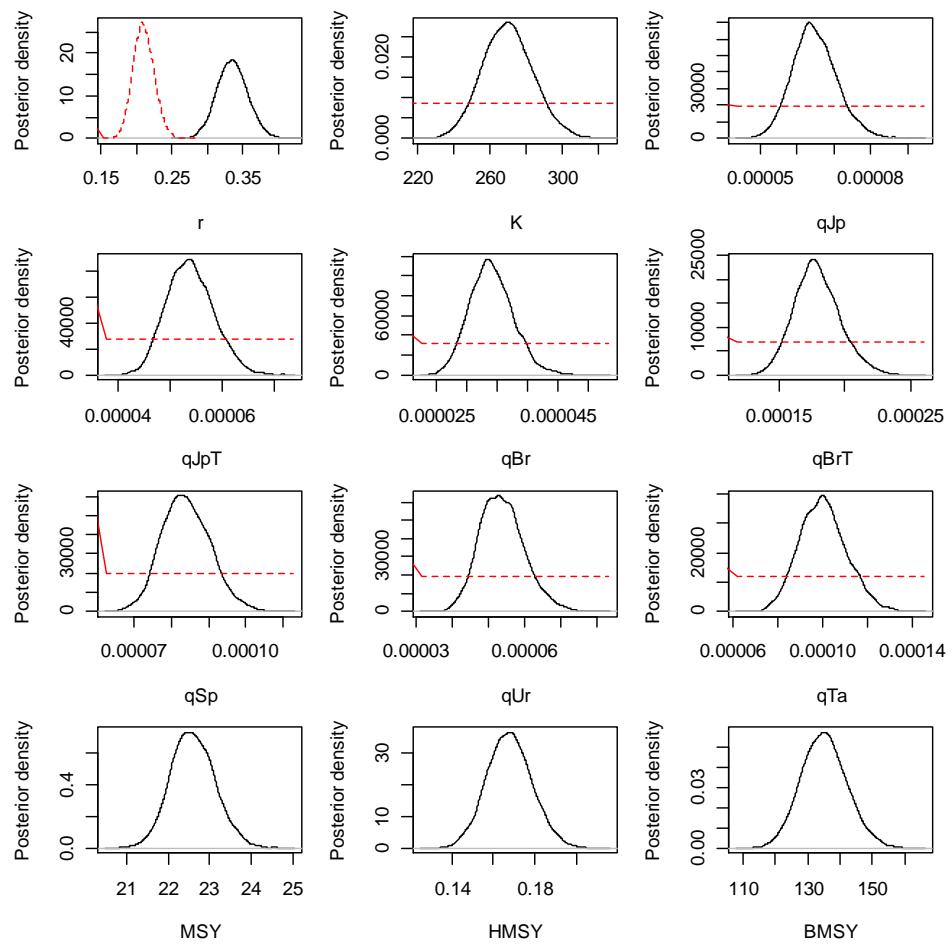
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M9. Shaded grey area indicates 95% C.I.



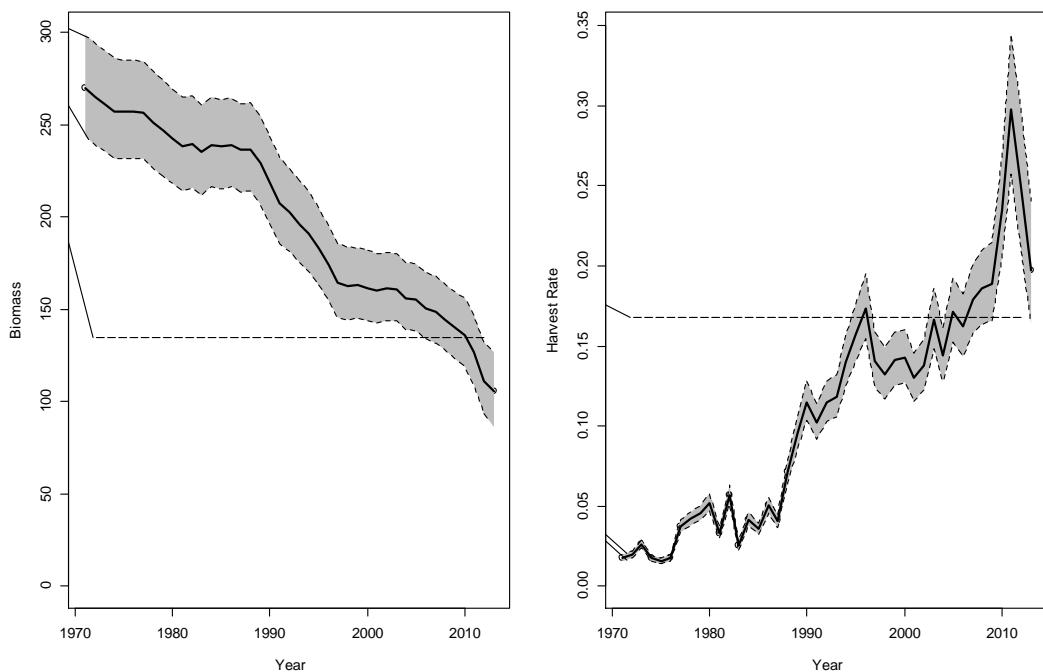
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M9 for the South Atlantic blue shark.



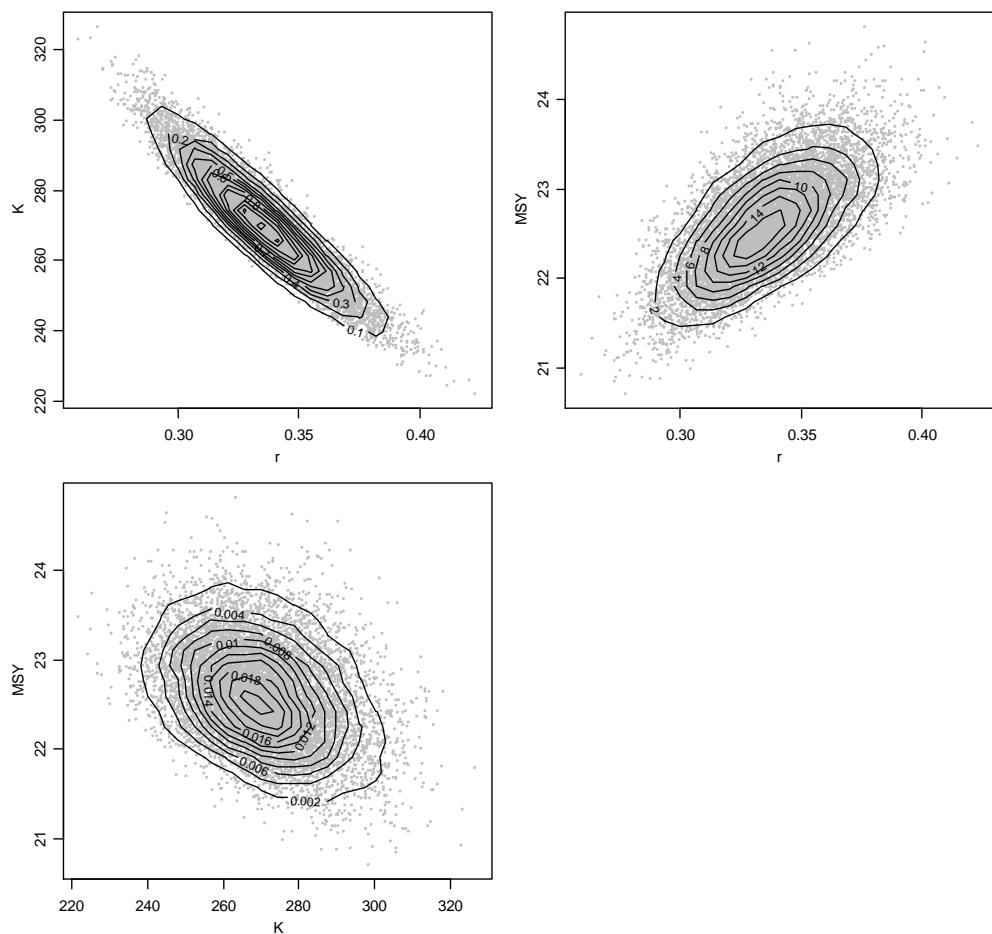
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M9 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M9 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

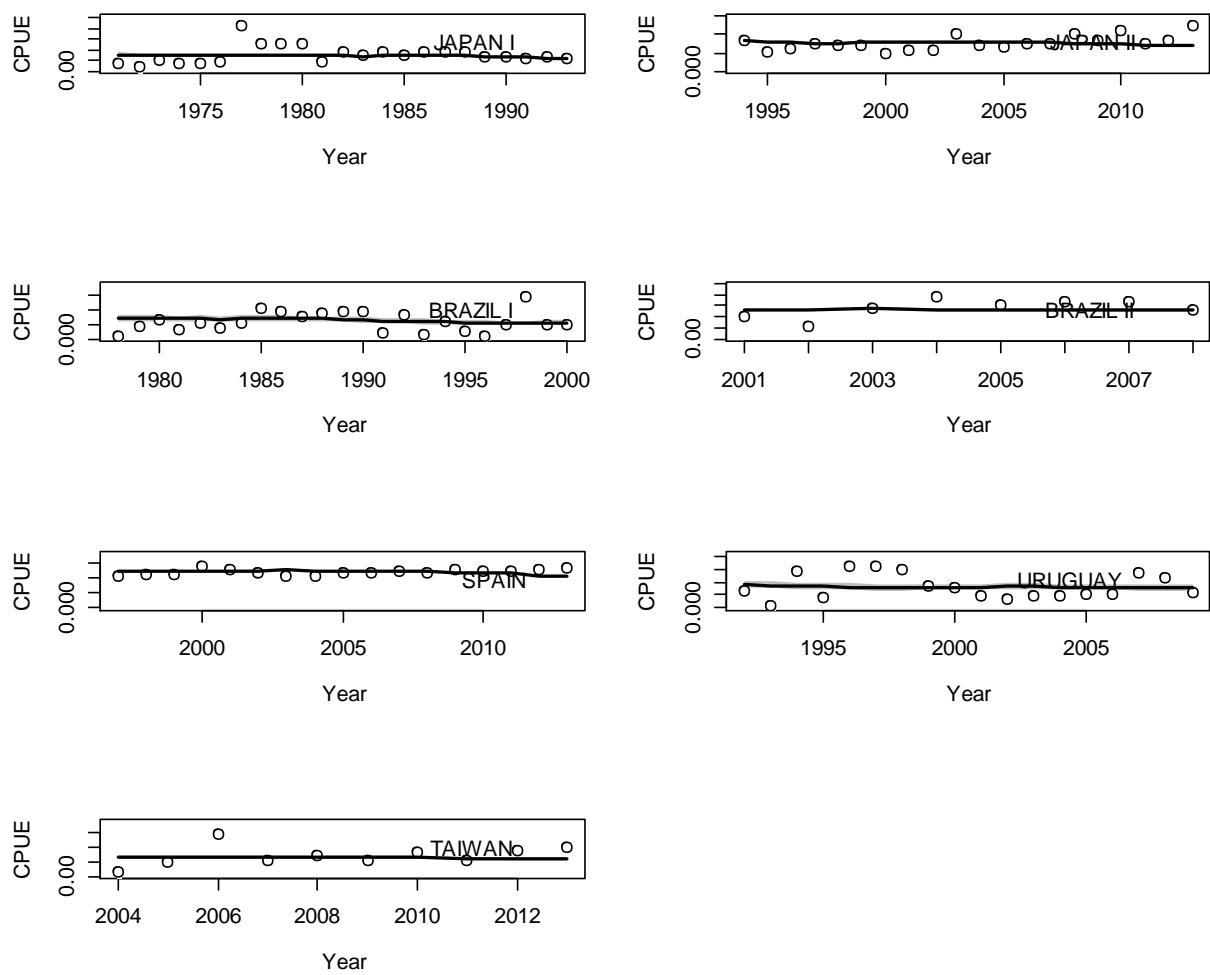


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M9 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

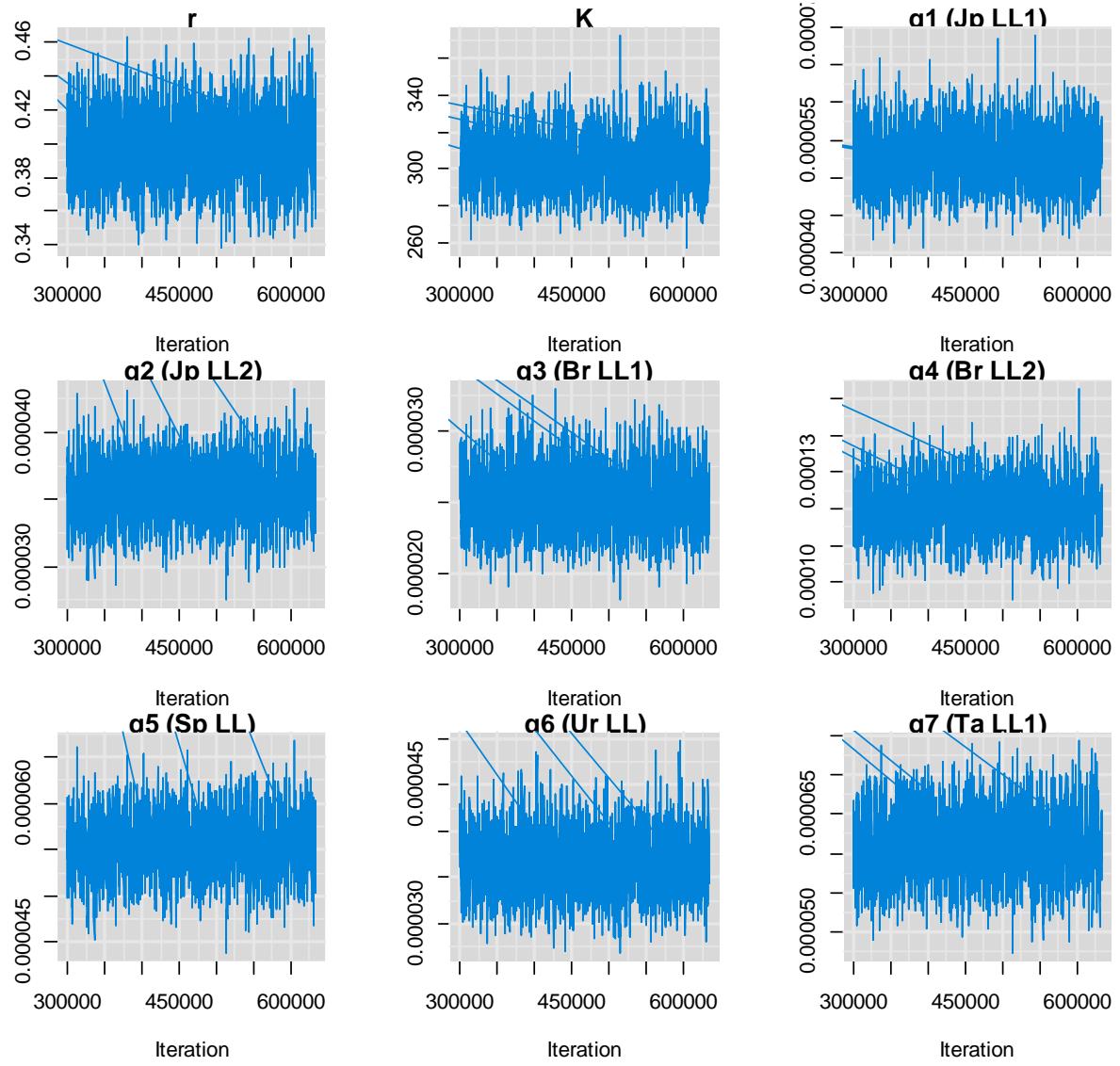


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M9 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

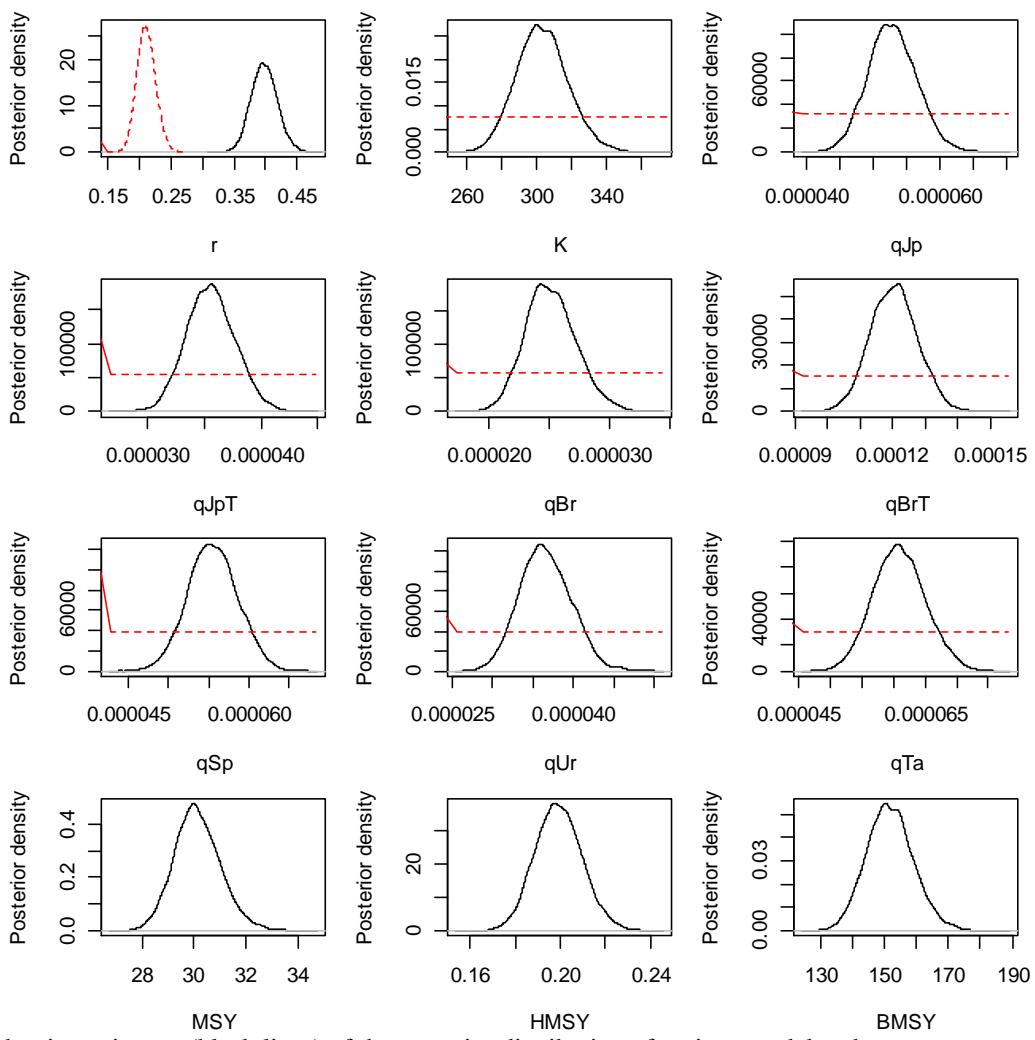
Model: M10



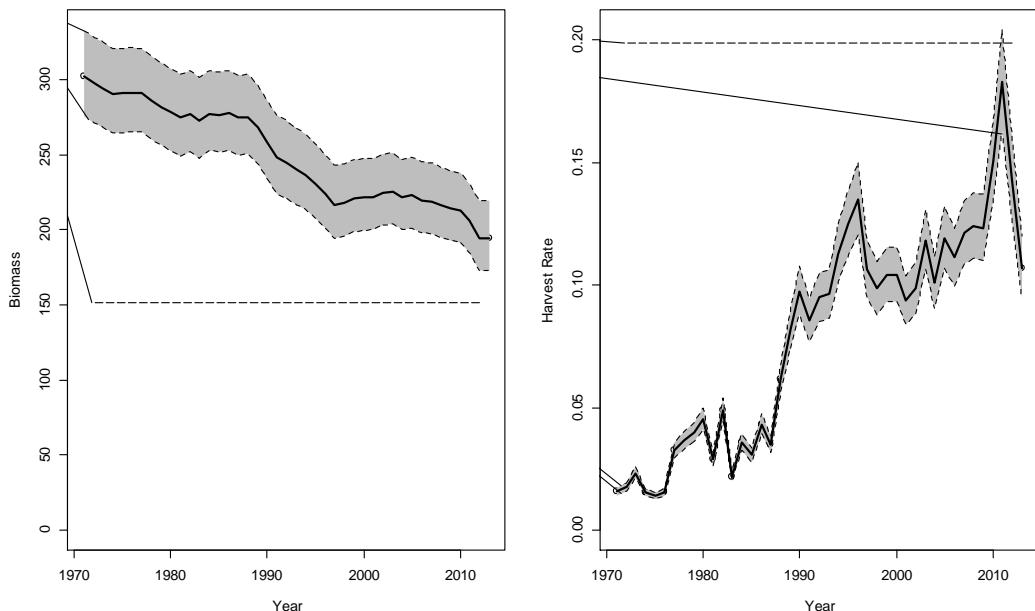
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M10. Shaded grey area indicates 95% C.I.



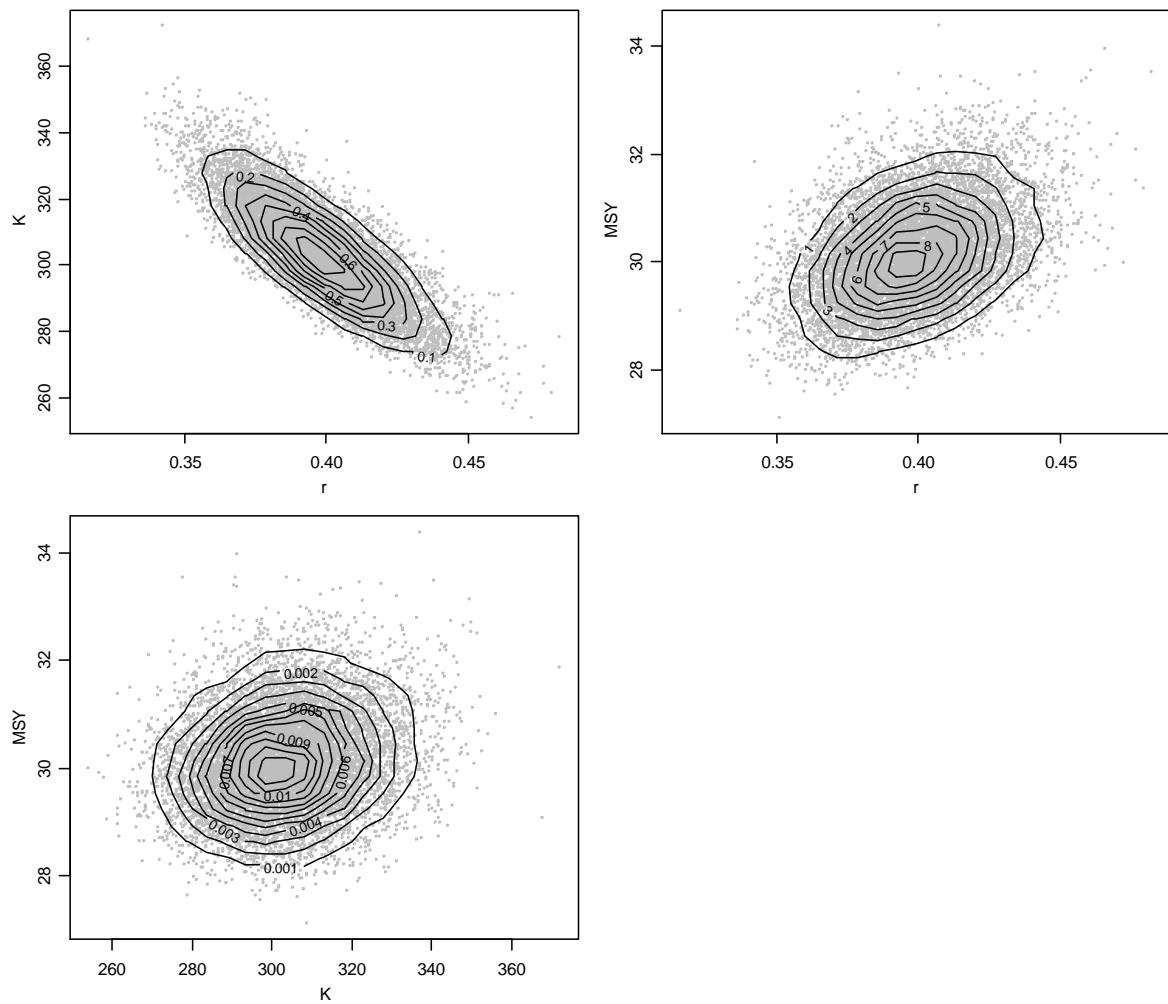
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M10 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M10 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

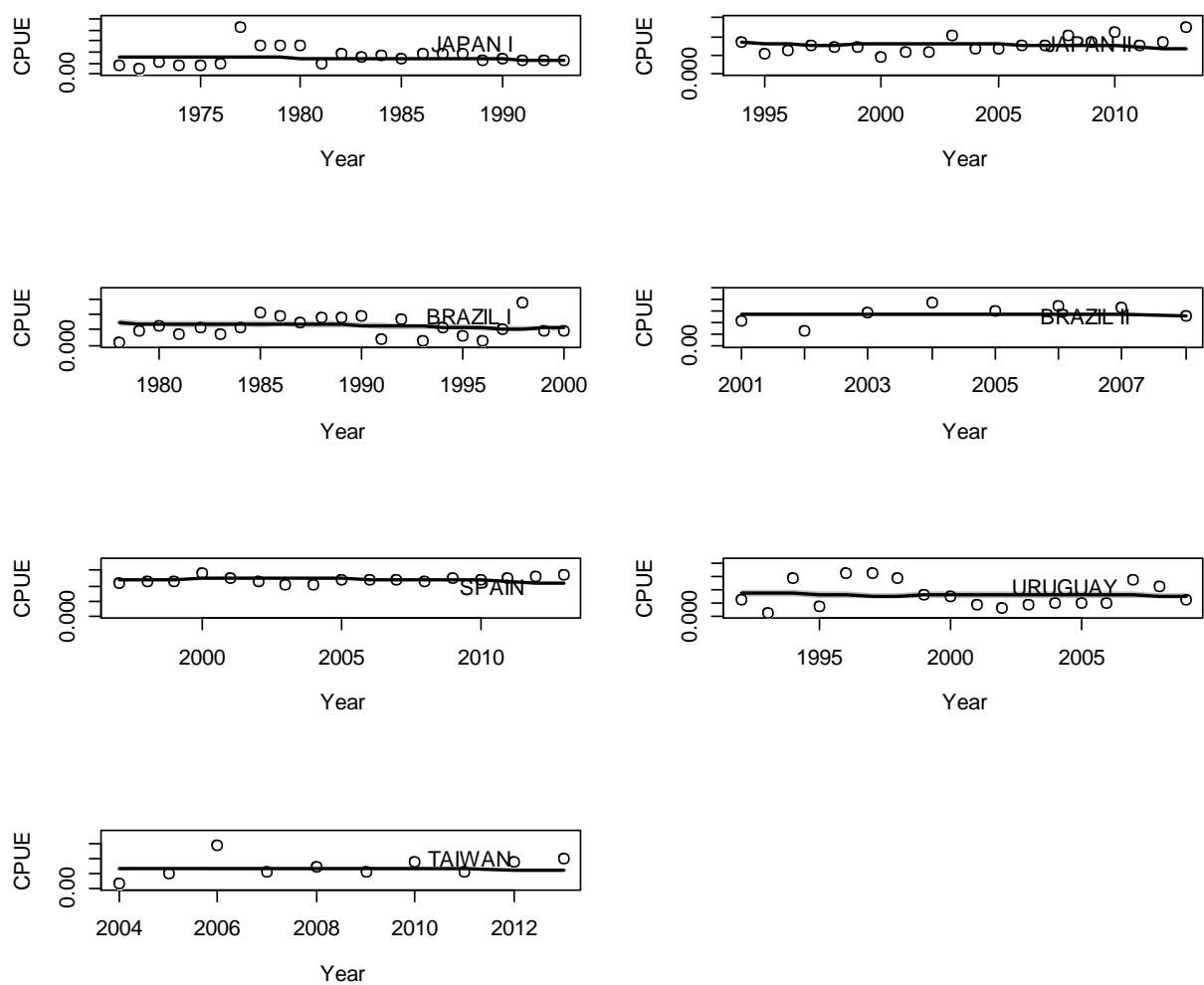


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M10 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

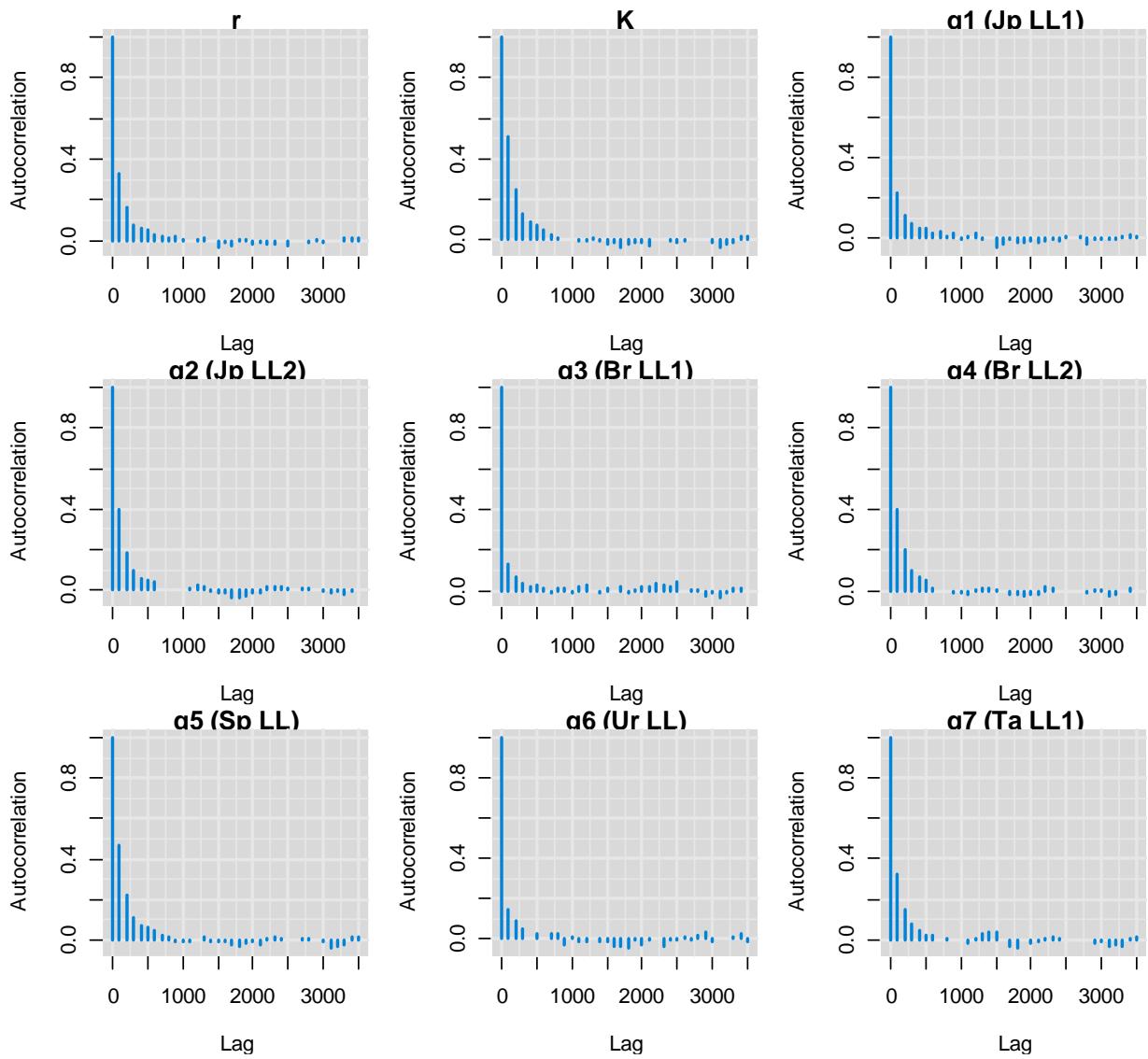


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M10 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

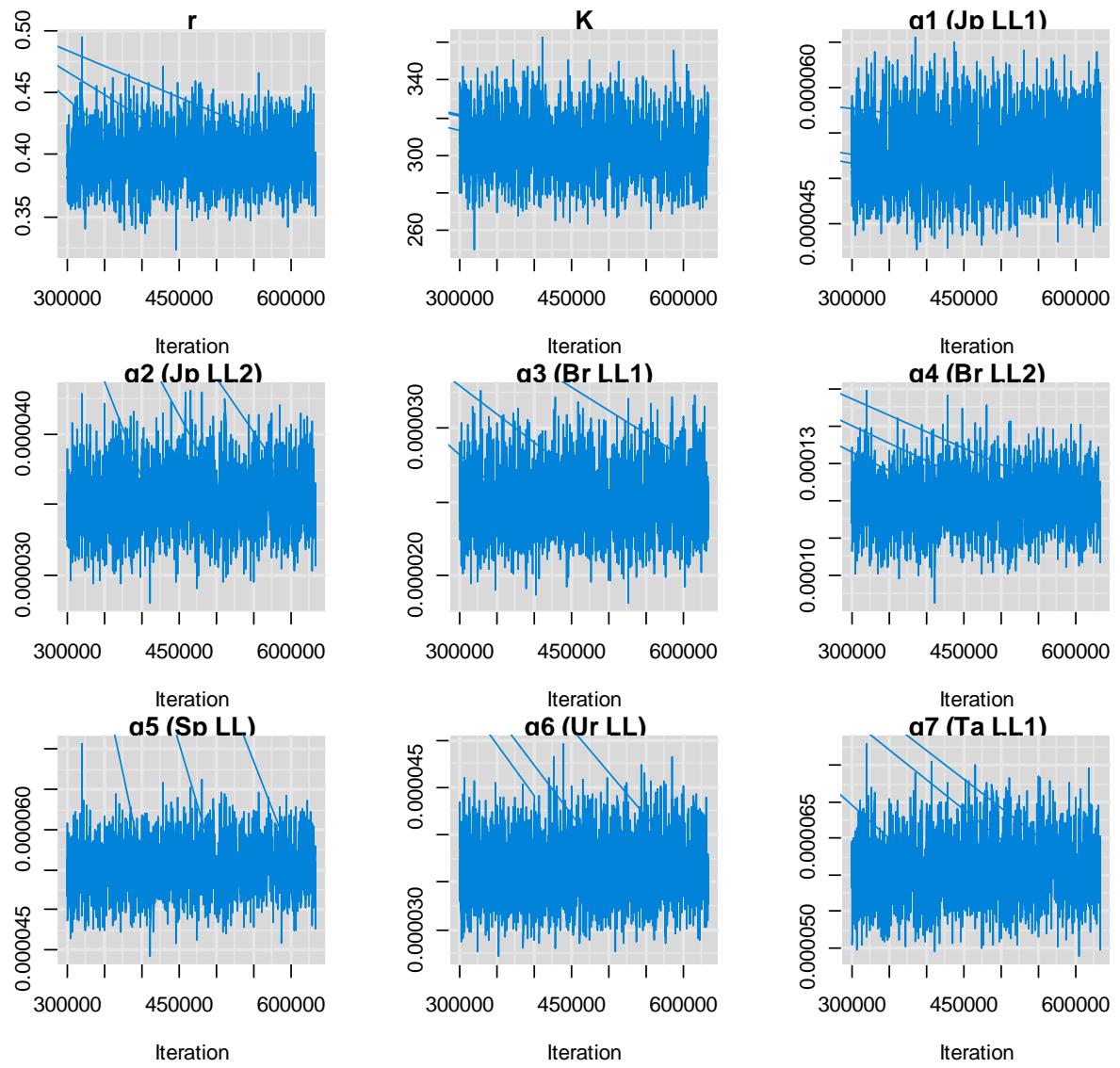
Model: M11



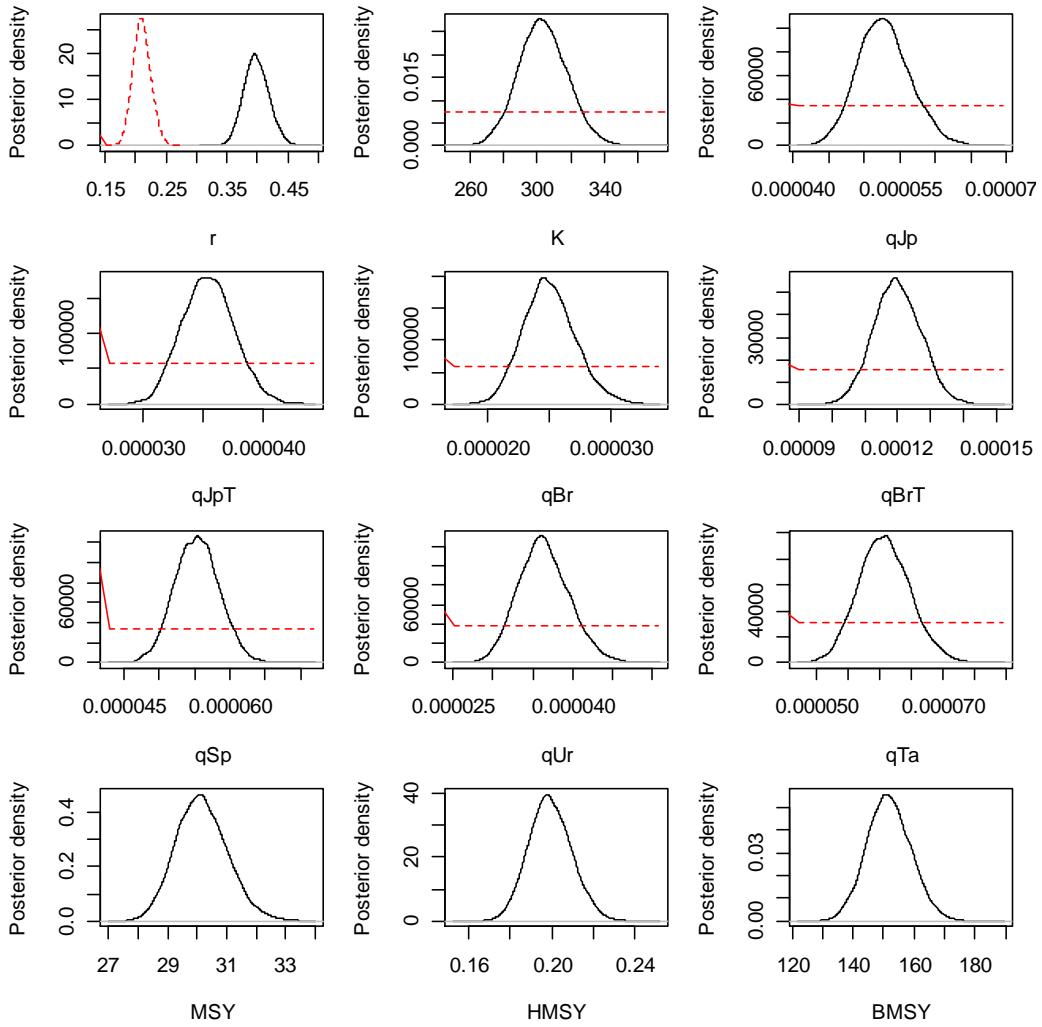
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M11. Shaded grey area indicates 95% C.I.



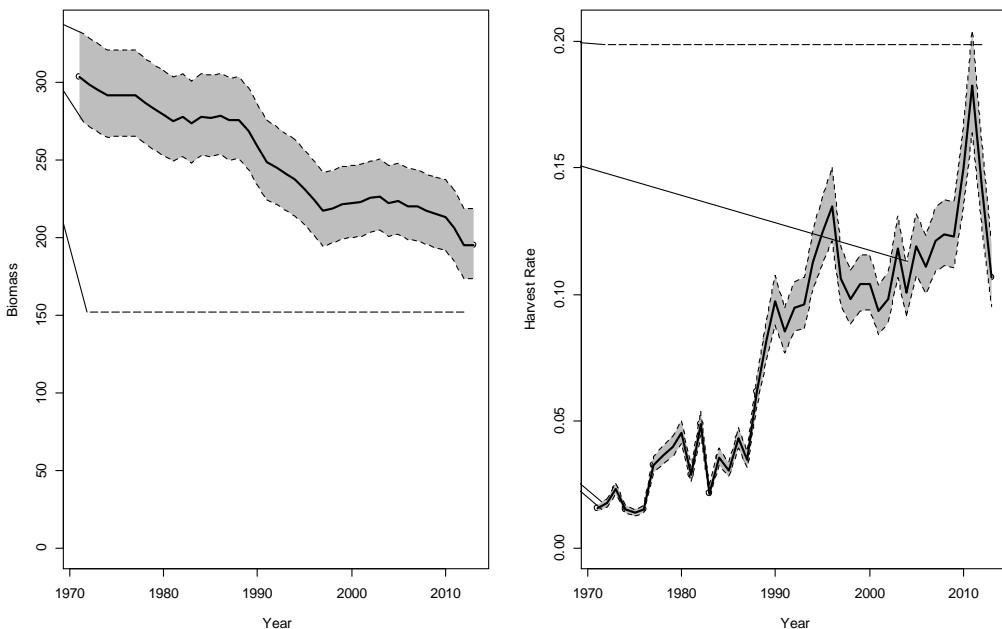
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M11 for the South Atlantic blue shark.



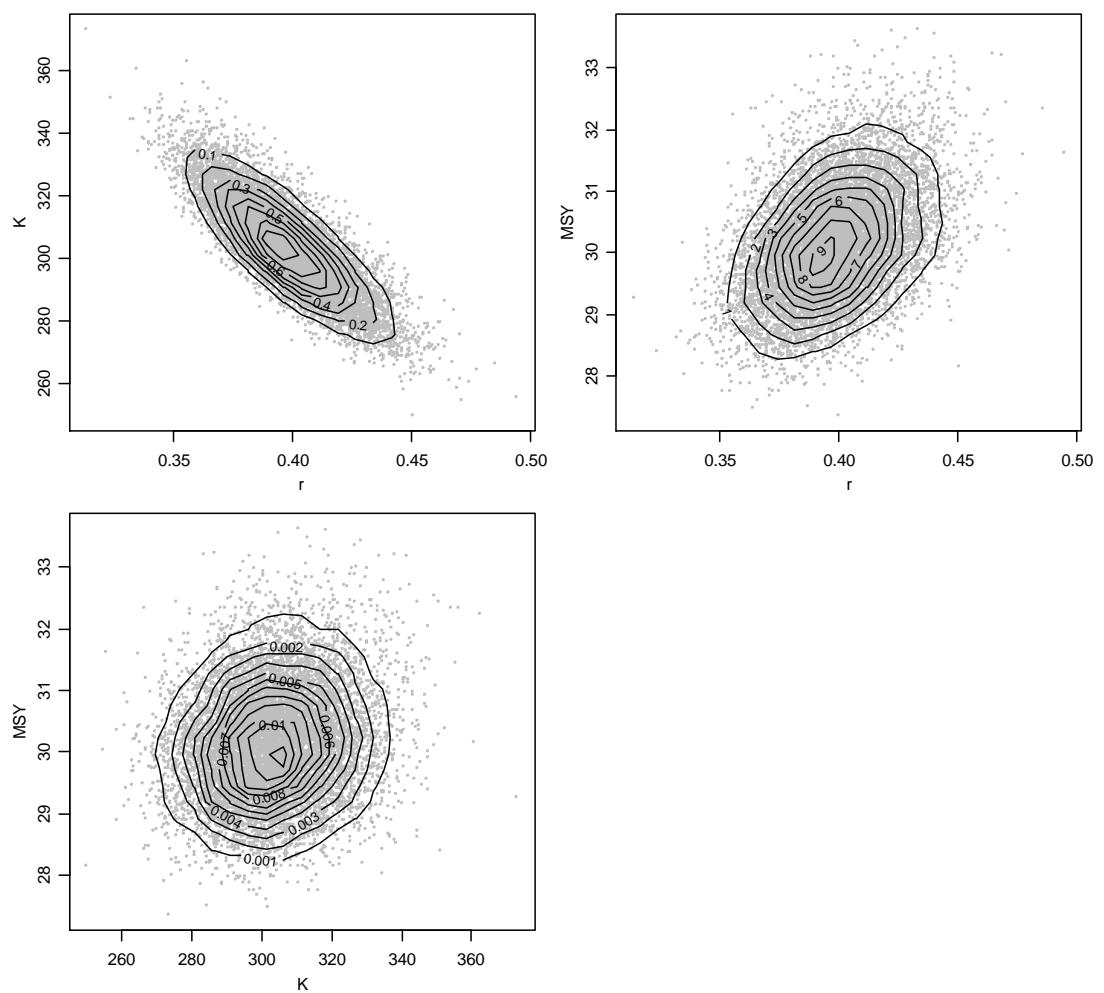
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M11 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M11 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.

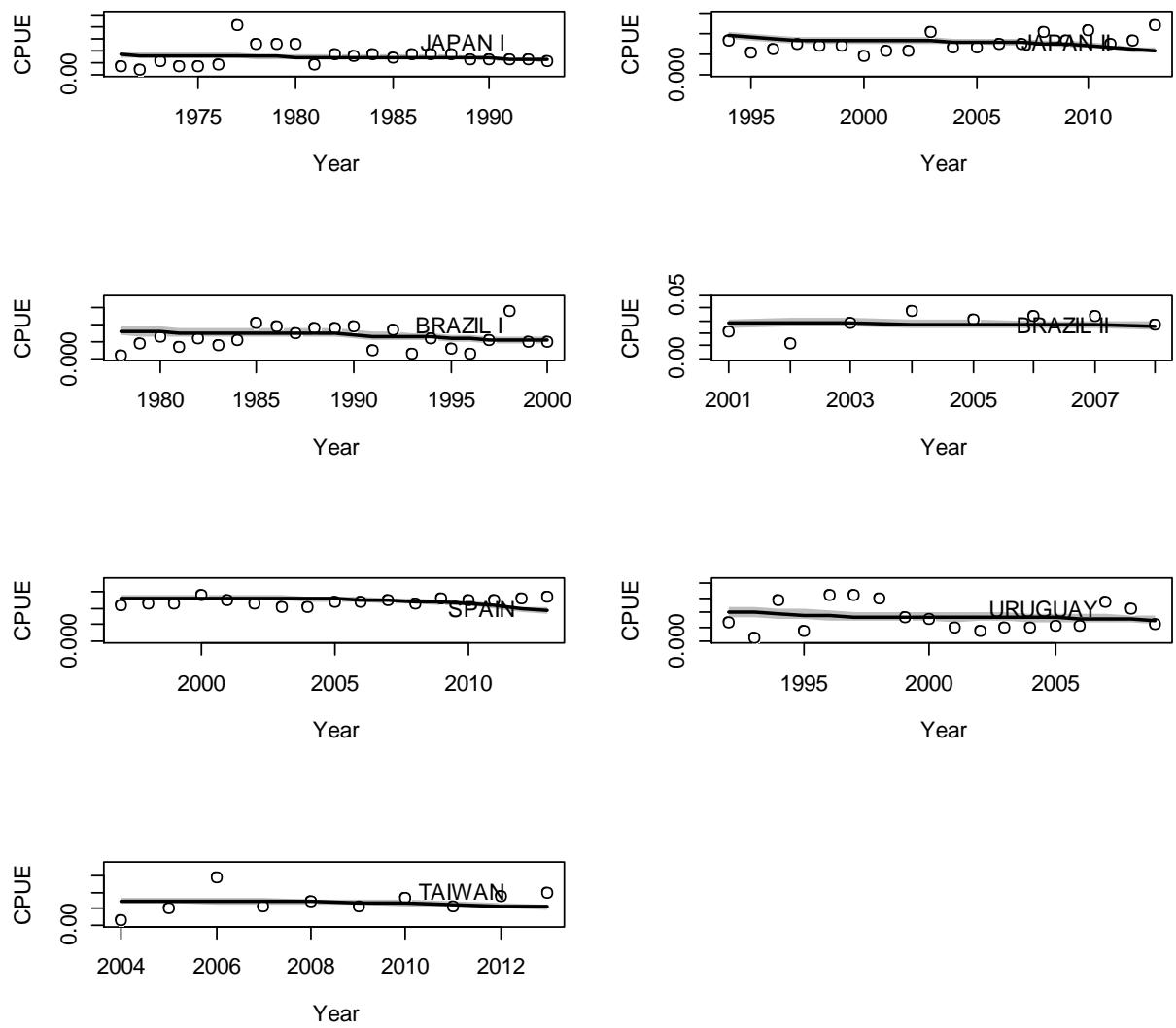


Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M11 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .

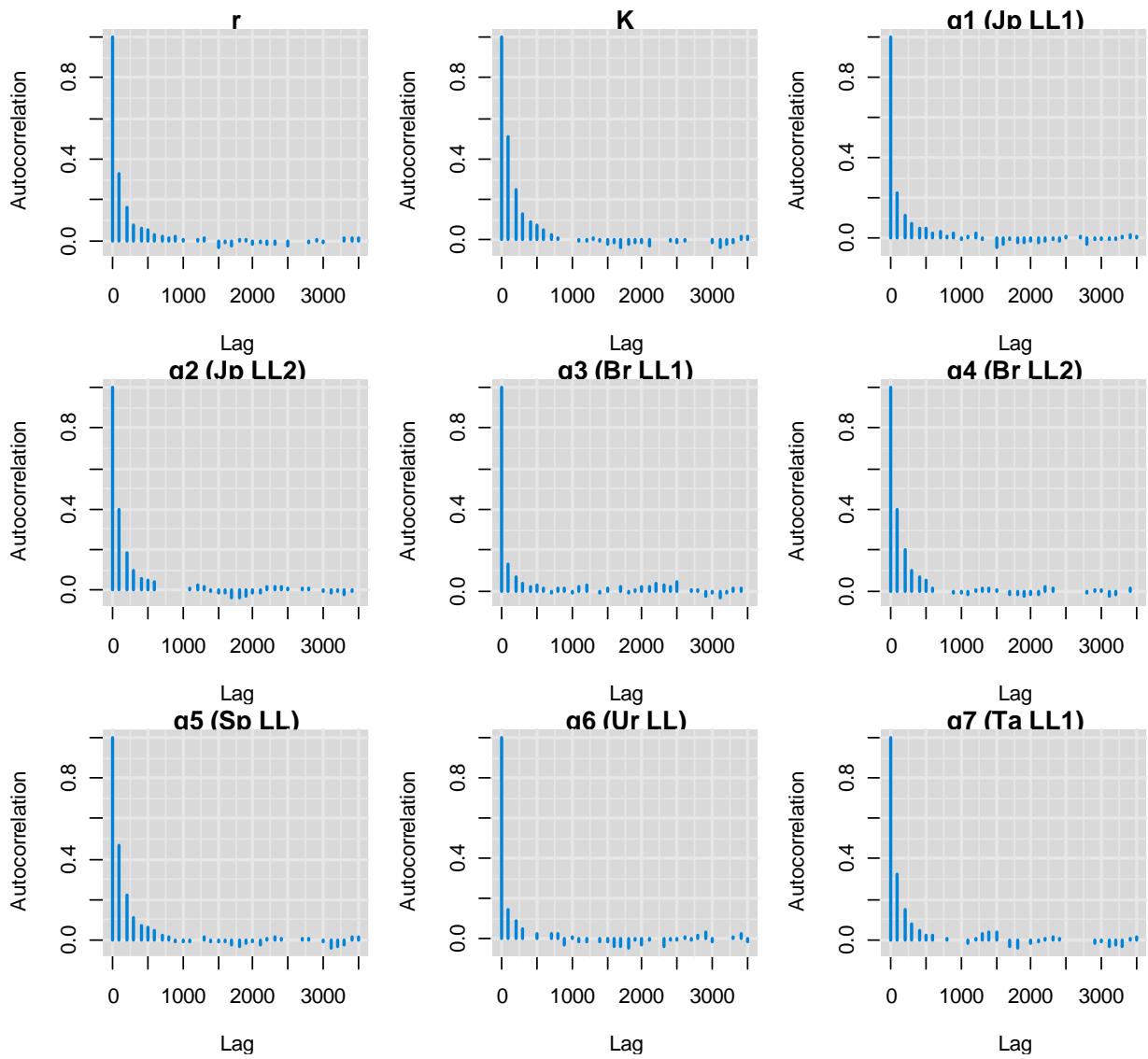


Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M11 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

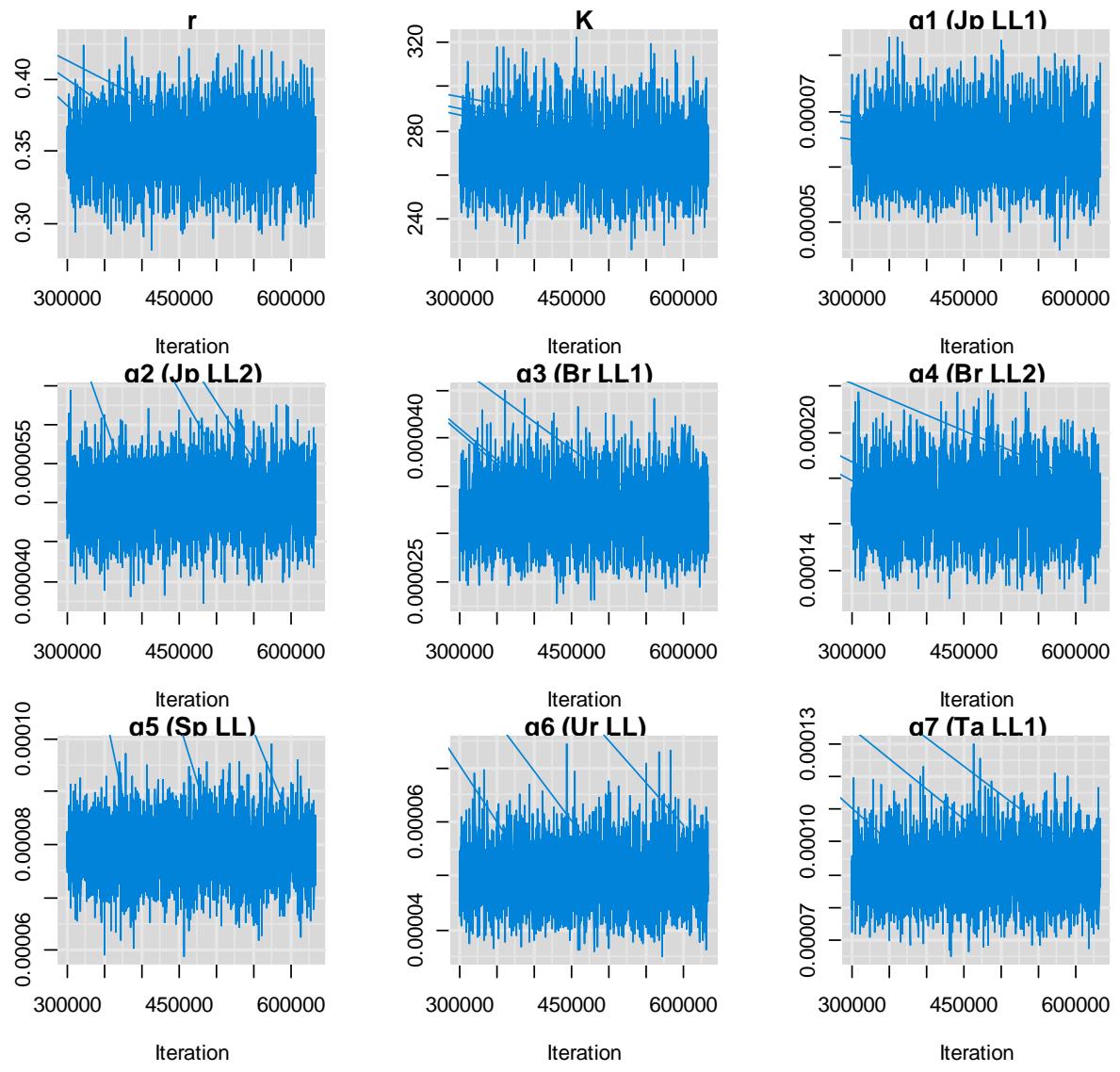
Model: M12



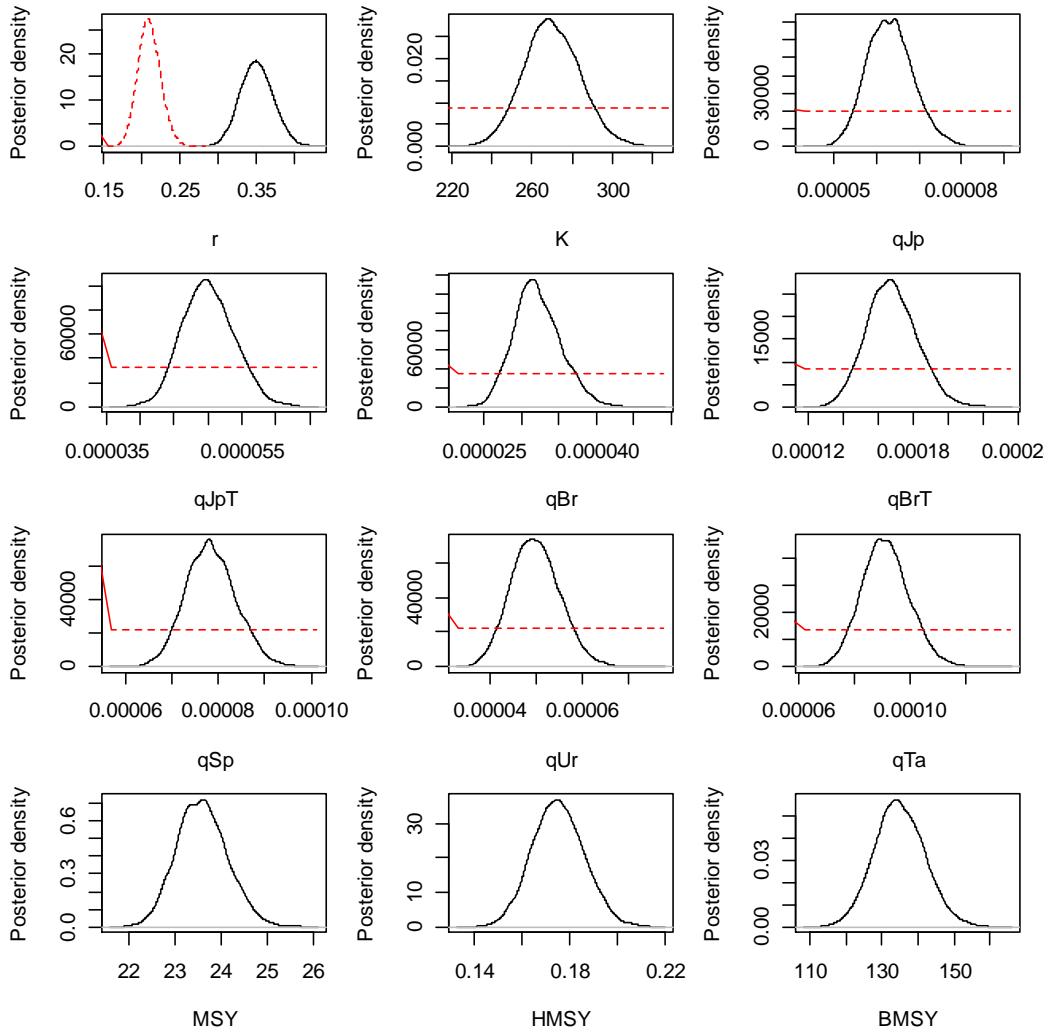
Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) of blue shark in the South Atlantic Ocean for M12. Shaded grey area indicates 95% C.I.



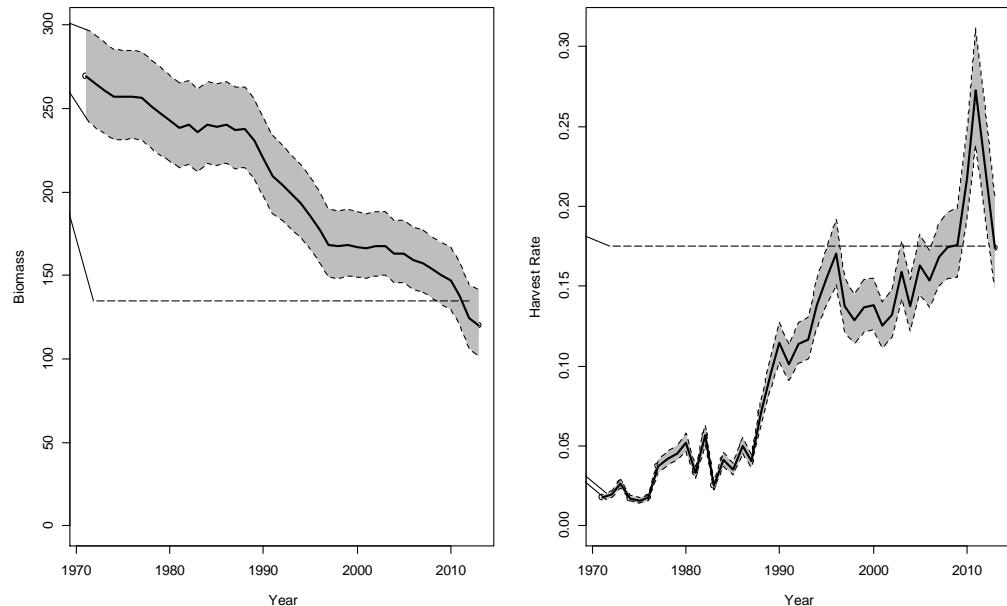
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples for M12 for the South Atlantic blue shark.



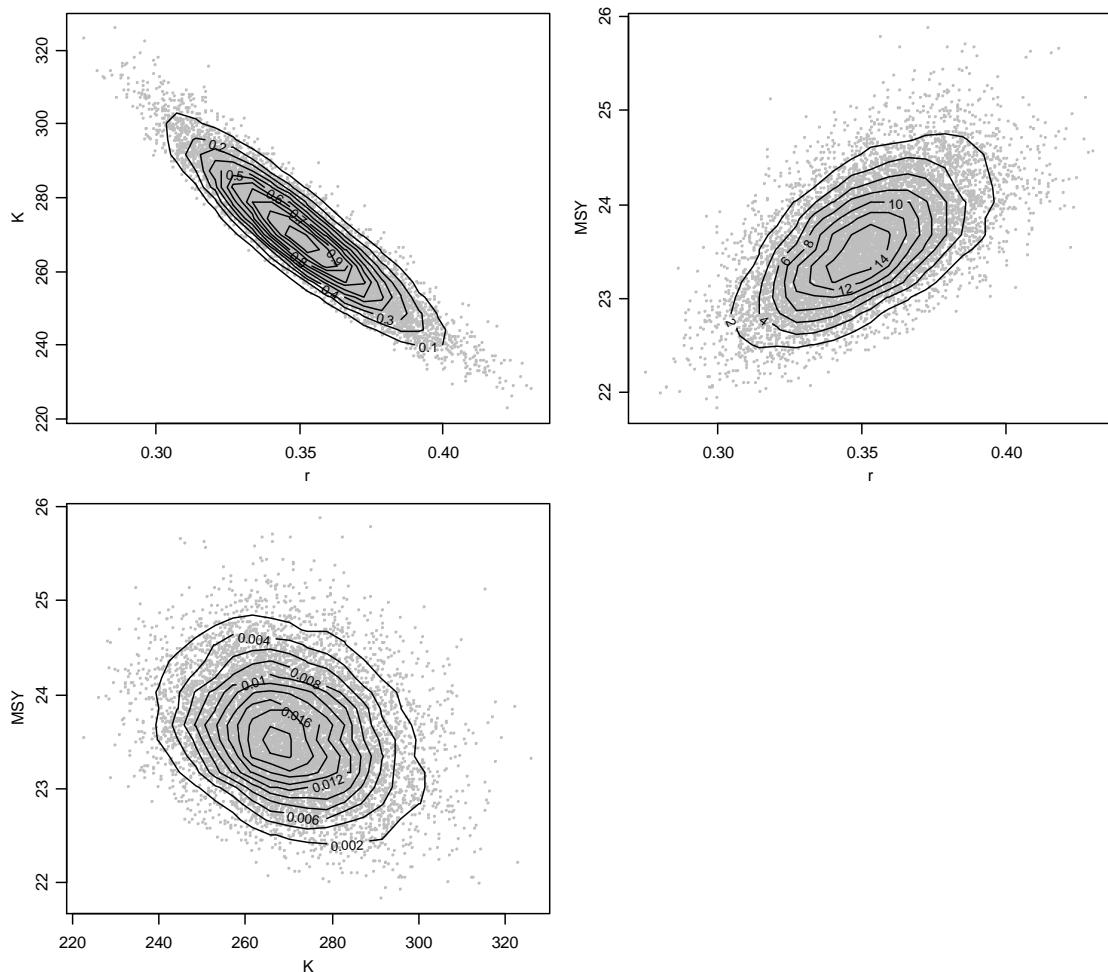
Trace plots for the main model parameter drawn from MCMC samples in M12 for the South Atlantic blue shark.



Kernel density estimates (black lines) of the posterior distribution of various model and management parameters for M12 for the blue shark in the South Atlantic Ocean. Prior densities are given by the red lines.



Trends in exploitable biomass (in 1000s metric ton) and harvest rate for M12 for the South Atlantic blue shark. Shaded grey area indicates 95% C.I. The horizontal dashed lines denote the B_{MSY} and H_{MSY} .



Joint-posterior plots of main model parameters for the alternative M12 for the blue shark in the South Atlantic Ocean.

Appendix 5

DETAILS OF THE BSP MODEL RUNS

Runs N1-N6 and S1-S6 (**Table 4**) were exactly as described in SCRS/2015/150, except that the prior for r was revised. Because the annual time-step version of the surplus production model was used:

$$B_{t+1} = rB_t - \frac{r}{K} B_t^2 - C_t$$

while the demographic estimate of r is for an instantaneous rate:

$$\frac{dN_t}{dt} = r$$

the prior mean values for r inputted into the BSP models were corrected by taking the exponent. The mean of r for the north is $\exp(0.3248)-1=0.384$, and for the south is $\exp(0.2148)-1=0.240$. This prior was used for all the model runs done with BSP and BSP2.

All BSP and BSP2 model runs adequately converged on the posterior distribution, based on a maximum importance weight less than ~0.05, and the CV of the weights less than ~2 times the CV of the likelihood times the priors.

Figure A.1 shows the fits of each model to the CPUE indices in the North, and **Figure A.2** shows the priors and posteriors. **Figure A.3** shows the fits for the South Atlantic model runs, and **Figure A.4** shows the priors and posteriors. **Figures A.5, A.6 and A.7** show the priors, posteriors and trajectory for the post-model pre-data runs. Note that the posterior distribution is concentrated at low values for the JAGS run, compared to the BSP run.

Alternative model runs were made using the same inputs as run N4 and S4, except that catch was estimated from effort through 1983, and catch estimates from fin trade data (SCRS/2015/069) were used from 1984 to the present. The results of these runs were similar to the runs using the base catch series (**Table A.1, Figure A.8**).

Table A.1 Results of BSP model runs using the alternative catch data estimated from fin trade data.

	North	South
K (1000)	5939.0(1.4)	13629.33(1.29)
r	0.40(0.1)	0.29(0.34)
MSY (1000)	572.4(1.4)	897.65(1.27)
B _{cur} (1000)	5836.6(1.4)	13456.35(1.30)
B _{init} (1000)	5396.8(1.4)	11676.18(1.27)
B _{cur} /B _{init}	1.1(0.1)	1.13(0.16)
C _{cur} /MSY	0.3(1.1)	0.11(0.84)
B _{cur} /B _{MSY}	1.8(0.1)	1.95(0.02)
F _{cur} /F _{MSY}	0.2(1.4)	0.06(0.90)

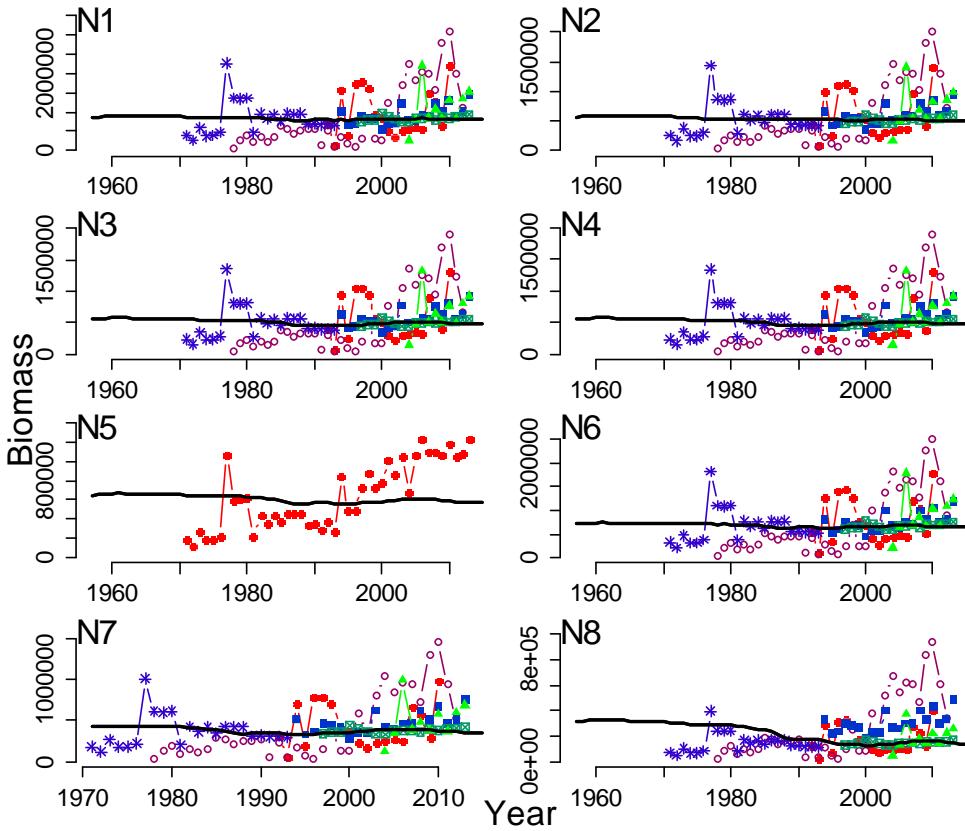


Figure A.1 Fits to the CPUE series for each run in the North Atlantic.

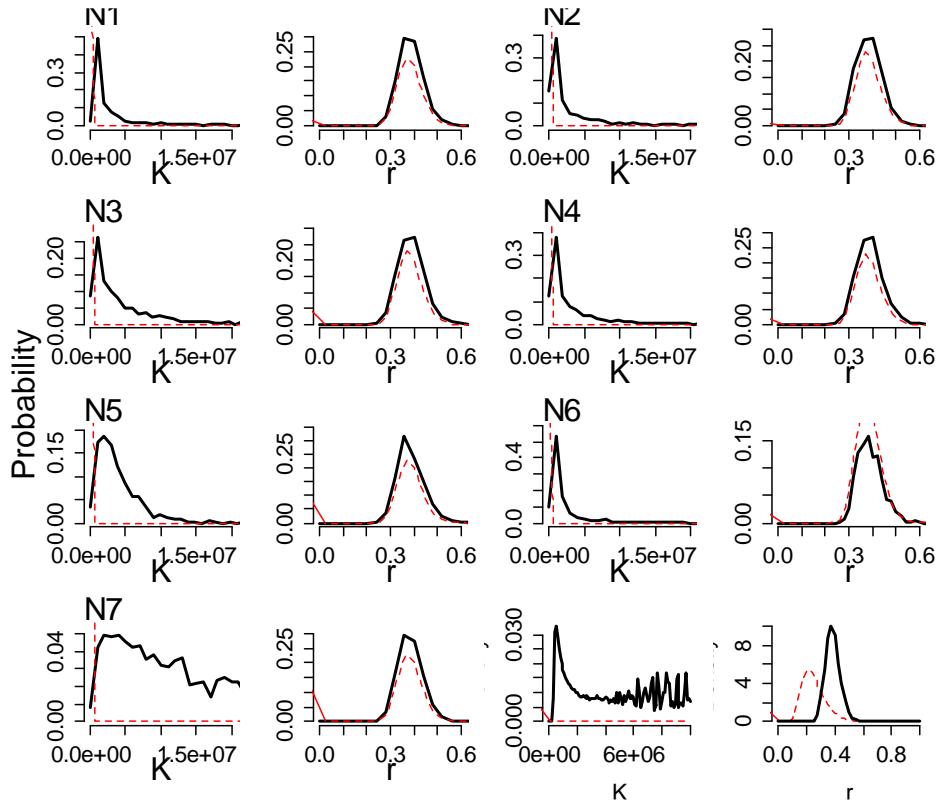


Figure A.2 Posteriors (solid black lines) and priors (dashed red lines) for K and r for the North Atlantic runs.

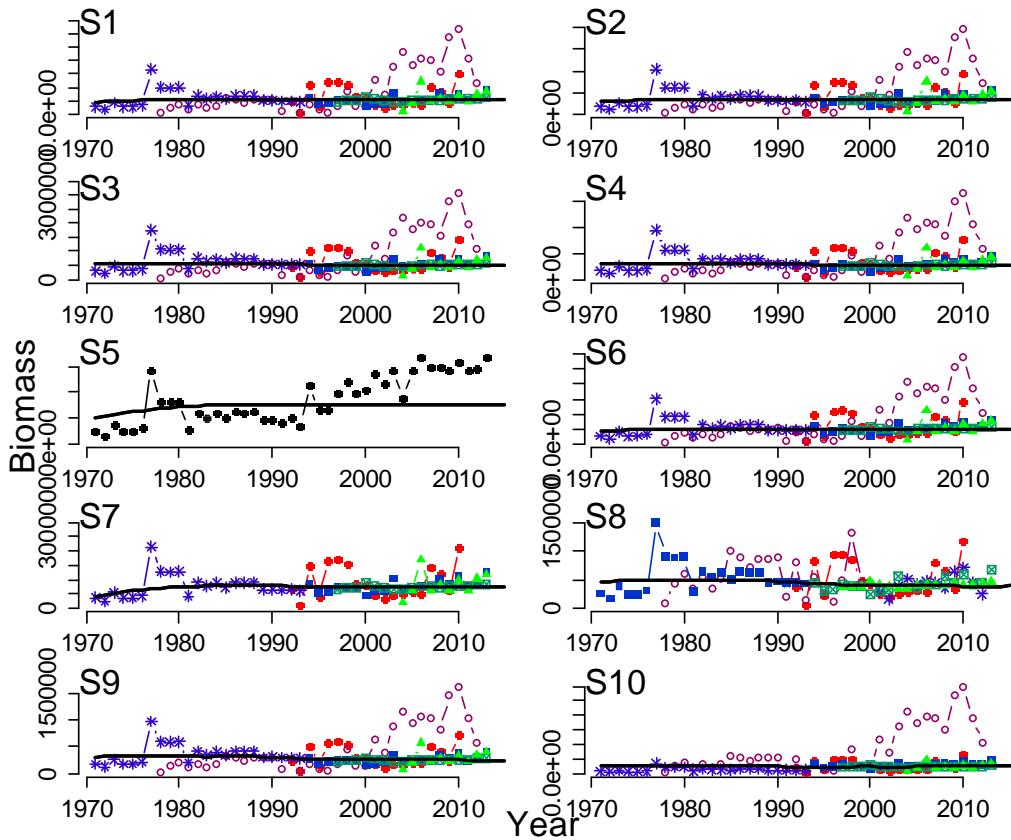


Figure A.3 Fits to the indices for the South Atlantic.

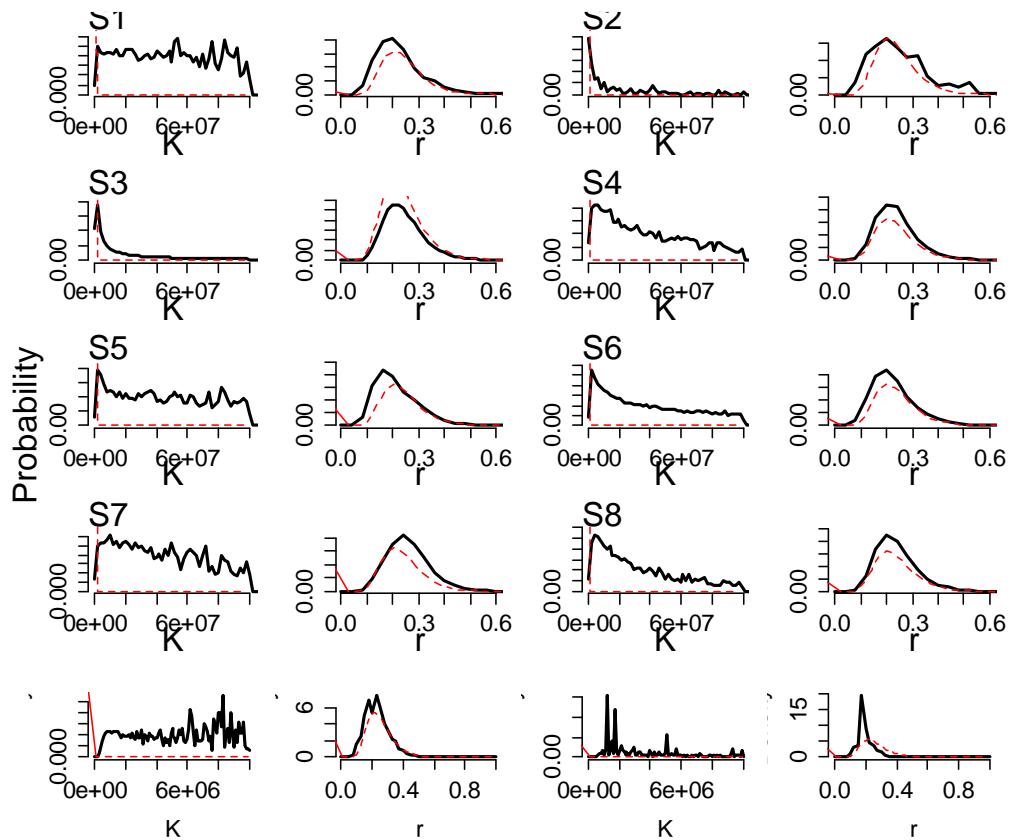


Figure A.4 Posteriors and priors for the South Atlantic runs.

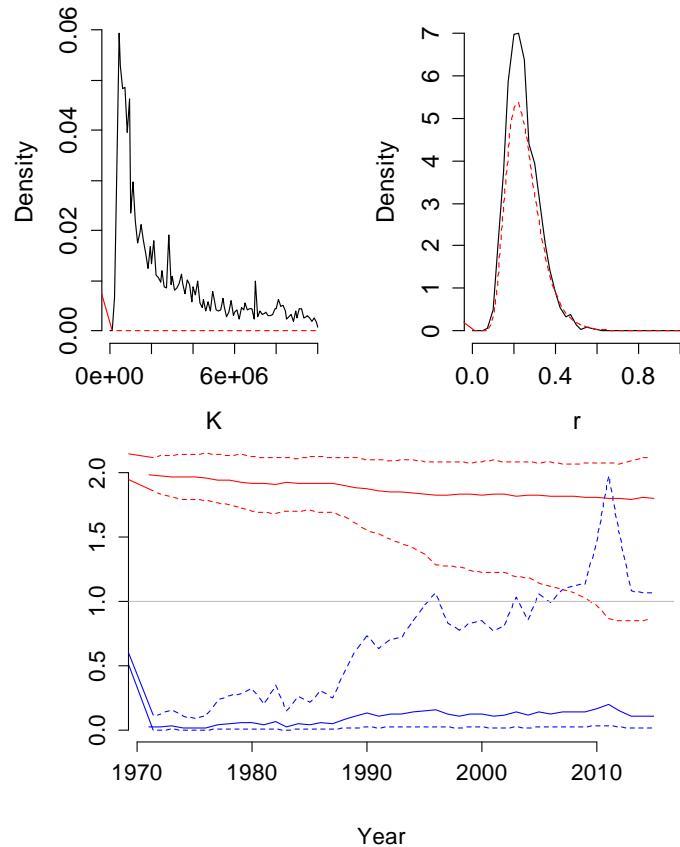


Figure A.5 BSP2 software post model pre data run (S-PMPD1). CV of $B[1]/K$ is 0.01, the revised r prior is used. Draws that fall below B/K threshold are discarded by the SIR algorithm.

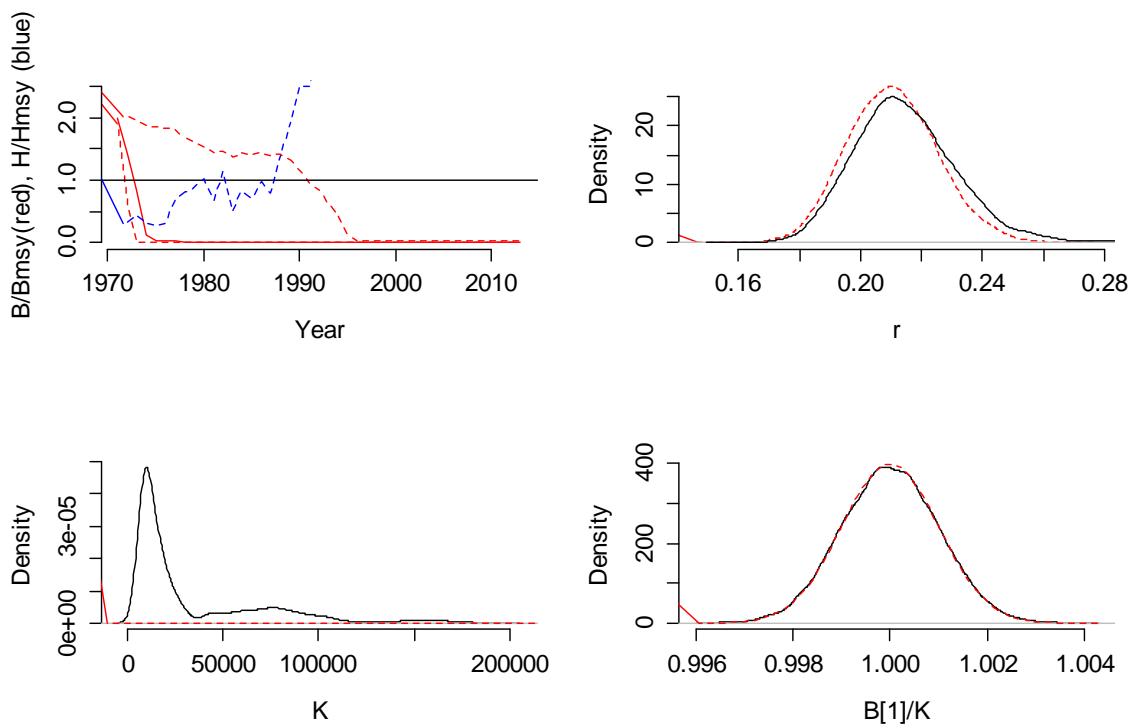


Figure A.6 Post model pre data diagnostic run S-PMPD2. With base prior from the state space model, minimum $B/K = 0.01$, $B[1]/K$ has a low CV (0.001).

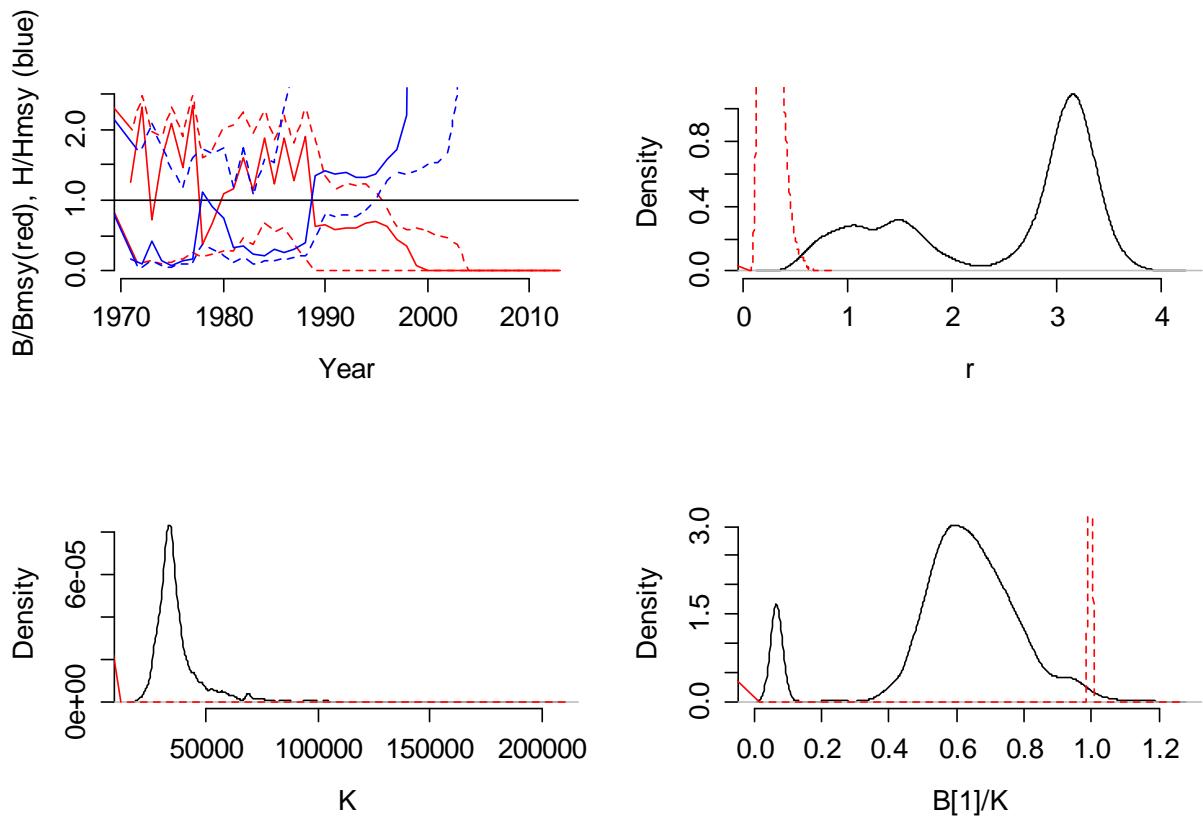


Figure A.7 Post model pre-data run from JAGS, with revised r prior (slightly higher and more precise). CV of $B[1]/K=0.2$, and B/K minimum of 0.001.

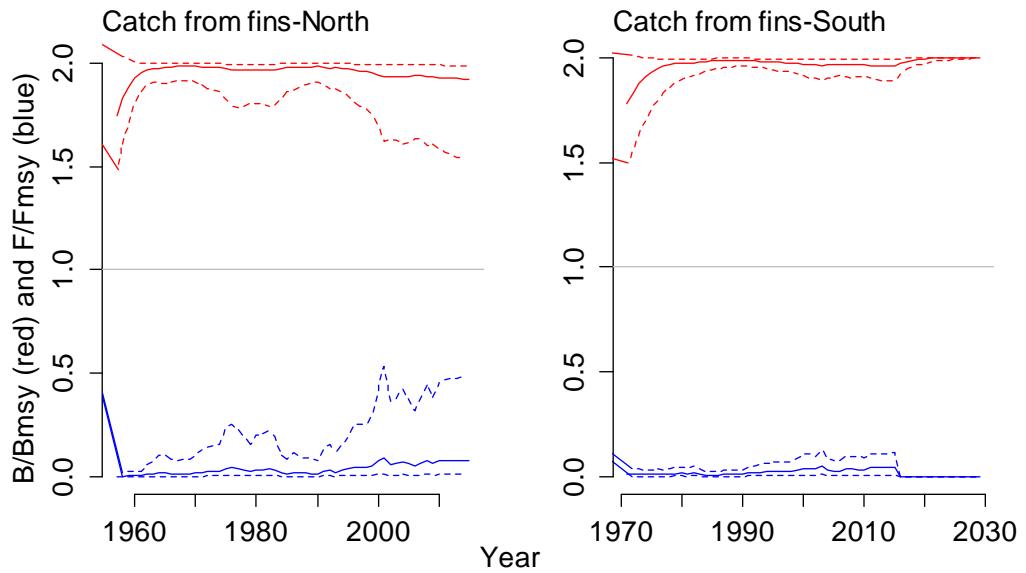


Figure A.8 Biomass and harvest rate trajectory for BSP models fitted to the alternative catch series estimated from fin data.